

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ÉTUDE DES DÉTERMINANTS DE LA RELATION POSITIVE ENTRE LA TAILLE
DES ORGANISATIONS ET LES SALAIRES AU CANADA

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
SALMON TEIVA

JANVIER 2010

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement n°8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier en premier lieu mon Professeur et Directeur de recherche Joost De Laat. Sa pédagogie et ses précieux conseils ont fortement contribué à la réalisation de ce mémoire. Je remercie également mes parents, qui malgré la distance qui nous sépare, m'ont toujours soutenu dans mon travail et dans les moments difficiles. Enfin, le dernier remerciement et le plus important, s'adresse à ma bien aimée Miri M.J pour sa présence quotidienne et son soutien tout au long de ma rédaction.

AVANT-PROPOS

« Cette analyse est fondée sur les Microdonnées à grande diffusion de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistiques Canada, qui contiennent des données anonymes de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Tous les calculs effectués à l'aide de ces microdonnées sont la responsabilité de SALMON Teiva. L'utilisation et l'interprétation de ces données sont uniquement la responsabilité de l'auteur ».

TABLE DES MATIERES

AVANT-PROPOS	iii
LISTE DES TABLEAUX.....	vi
RÉSUMÉ.....	viii
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
THÉORIES ET FAITS CHRONOLOGIQUES	4
1.1 La Théorie des différences compensatrices	5
1.1.1 Théorie du capital humain.....	6
1.1.2 Théorie hédonique des salaires.....	6
1.2 La Théorie du partage de rente et la présence des organisations syndicales.....	8
1.2.1 Le partage de rente	8
1.2.2 Le rôle des organisations syndicales.....	8
1.3 La Théorie des salaires d'effcience	10
1.3.1 La Théorie du shirking.....	10
1.3.2 La Théorie du « Gift Exchange »	13
1.3.3 La réduction des coûts de rotation du personnel	14
1.3.4 Le problème d'anti-sélection.....	15
CHAPITRE II	
ANALYSE EMPIRIQUE	17
2.1 Modèle d'analyse et données.....	17
2.1.1 Modèle d'analyse.....	17
2.1.2 Données	18
2.2 Description primaire et résultats empiriques.....	20
2.2.1 Relation entre les salaires horaires et la taille des organisations	21
2.2.2 Le rôle de la Théorie des différences compensatrices	27
2.2.3 Le rôle des organisations syndicales.....	40

2.2.4 La Théorie des salaires d'efficience : le problème du contrôle des employés	46
2.3 Estimation sur échantillon réduit.....	52
CONCLUSION	55
APPENDICE A	
STATISTIQUES MOYENNES DES VARIABLES EXPLICATIVES PARMI LES DIFFÉRENTES TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS EN 1996, 2000, 2002 ET 2004.	57
APPENDICE B	
STATISTIQUES MOYENNES DES VARIABLES EXPLICATIVES PARMI LES DIFFÉRENTES TAILLES D'ENTREPRISES EN 1996, 2000, 2002 ET 2004.	65
APPENDICE C	
SALAIRES MOYENS SELON LES INDUSTRIES EN FONCTION DES DIFFÉRENTES TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS POUR 1996 ET 2000.....	73
SALAIRES MOYENS SELON LES INDUSTRIES EN FONCTION DES DIFFÉRENTES TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS POUR 2002 ET 2004.....	74
APPENDICE D	
SALAIRES MOYENS SELON LES INDUSTRIES EN FONCTION DES DIFFÉRENTES TAILLES D'ENTREPRISES POUR 1996 ET 2000.	75
SALAIRES MOYENS SELON LES INDUSTRIES EN FONCTION DES DIFFÉRENTES TAILLES D'ENTREPRISES POUR 2002 ET 2004.	76
APPENDICE E	
SALAIRES MOYENS SELON LES PROFESSIONS EN FONCTION DES DIFFÉRENTES TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS POUR 1996 ET 2000.....	77
SALAIRES MOYENS SELON LES PROFESSIONS EN FONCTION DES DIFFÉRENTES TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS POUR 2002 ET 2004.....	78
APPENDICE F	
SALAIRES MOYENS SELON LES PROFESSIONS EN FONCTION DES DIFFÉRENTES TAILLES D'ENTREPRISES POUR 1996 ET 2000.	79
SALAIRES MOYENS SELON LES PROFESSIONS EN FONCTION DES DIFFÉRENTES TAILLES D'ENTREPRISES POUR 2002 ET 2004.	80
BIBLIOGRAPHIE	81

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Données sur le taux de distribution de l'emploi selon la taille des établissements et des entreprises.....	20
2.2 Répartition des salaires horaires moyens selon la taille des établissements.....	22
2.3 Répartition des salaires horaires moyens selon la taille des entreprises.....	23
2.4 Résultats de l'estimation des écarts salariaux entre les grandes et petites organisations.....	25
2.5 Répartition des salaires horaires moyens selon le niveau d'éducation dans les établissements.....	29
2.6 Répartition des salaires horaires moyens selon le niveau d'éducation dans les entreprises.....	30
2.7 Résultats de l'estimation des salaires horaires après ajustement des déterminants du capital humain selon la taille des établissements.....	32
2.8 Résultats de l'estimation des salaires horaires après ajustement des déterminants du capital humain selon la taille des entreprises.....	33
2.9 Résultats de l'estimation des salaires horaires après ajustement des déterminants de l'hétérogénéité des emplois selon la taille des établissements.....	37
2.10 Résultats de l'estimation des salaires horaires après ajustement des déterminants de l'hétérogénéité des emplois selon la taille des entreprises.....	38
2.11 Répartition des salaires horaires moyens des employés syndiqués et non-syndiqués selon la taille des organisations.....	42
2.12 Résultats de l'estimation des écarts salariaux après interaction entre les variables de taille et syndicat.....	48

2.13	Résultats de l'estimation des écarts salariaux intersectoriels entre les grandes et petites organisations.....	53
2.14	Résultats de l'estimation des écarts salariaux intersectoriels entre les grandes et petites organisations après interaction entre les variables de taille et d'éducation.....	54
2.15	Résultats de l'estimation des écarts salariaux entre les grands et les petits établissements sur échantillon réduit.....	56
2.16	Résultats de l'estimation des écarts salariaux entre les grandes et les petites entreprises sur échantillon réduit.....	57

RÉSUMÉ

Cette étude empirique évalue l'importance des écarts salariaux entre les grandes et les petites organisations à partir des données transversales issues de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu des années 1996, 2000, 2002 et 2004. Les résultats que nous obtenons démontrent que l'ampleur de cette relation varie fortement, selon que l'on tienne compte de la taille des établissements ou des entreprises en tant que variables principales dans notre modèle. Dans les établissements, ces écarts s'estiment en moyenne entre 45 et 50% entre 1996 et 2004, dépendamment des sexes, alors que dans les entreprises, ils s'évaluent entre 28 et 33%. Nos principaux résultats indiquent que 45% de ces divergences proviennent d'une différence dans le niveau de qualification et du nombre d'années d'expériences professionnelles des individus. Ces disparités se réduisent davantage lorsque nous tenons compte des différences intersectorielles, interprofessionnelles et des conditions de travail. Cependant, nous ne pouvons pas confirmer l'importance de la théorie hédonique des salaires dans notre modèle. Concernant l'analyse des syndicats, l'hypothèse selon laquelle les employeurs des grandes organisations chercheraient à éviter la création de groupements collectifs ne semble pas se vérifier dans notre analyse. Les coefficients que nous obtenons ne sont pas tous du bon signe et parfois même, sont non significatifs. Suivant la théorie des salaires d'efficience, nous avons supposé que la persistance des écarts observés pouvait provenir du fait que les employeurs des grandes organisations cherchaient à substituer leurs coûts de surveillance du personnel par des rehaussements de salaires, afin que cela puisse accroître l'effort des employés et ainsi leur productivité. Nos résultats sont mitigés, mais dans l'ensemble, ils n'apportent pas de réelles évidences en faveur de cette hypothèse. Toutefois, à l'issue de cette étude, nous pouvons affirmer qu'il existe bien une relation positive entre la taille des organisations et le niveau des salaires au Canada et que cette relation persiste aux hypothèses des théories traditionnelles.

Mots-clés : taille des établissements et des entreprises, qualification, conditions de travail, syndicat, salaires d'efficience, étude empirique.

INTRODUCTION

Dans le marché du travail, il existe une relation positive et significative entre le niveau des salaires individuels et la taille des organisations. Cette relation dont les résultats varient de manière assez importante selon les pays (Idson et Oi, 1999) a soulevé de nombreuses problématiques vis-à-vis des théories économiques traditionnelles. Le modèle référentiel de l'analyse du marché est celui de la concurrence pure et parfaite. Il repose sur trois hypothèses fondamentales : (1) *l'atomicité* signifie que le marché est constitué de plusieurs offreurs et de demandeurs. Autrement dit, aucun agent n'est suffisamment important pour influencer le niveau des prix. (2) *La transparence de l'information* précise que les informations relatives au marché du travail, les prix et les quantités, sont connus de tous. On parle donc d'information complète entre agents. (3) *La mobilité parfaite* suppose qu'il n'existe aucun frais de circulation. Cela implique la libre entrée et sortie du marché. Les agents sont donc des preneurs de prix. Le respect de ces trois hypothèses détermine un équilibre de marché dans lequel il existe un niveau de salaire qui permet d'égaliser l'offre et la demande de travail. En se basant sur ce principe, il convient que l'étude du profil taille-salaire se fasse simultanément en tenant compte, d'une part, des différentes caractéristiques des offreurs, et d'autre part, de l'hétérogénéité des emplois (Cahuc et Zylberberg, 2001). Ces deux arguments correspondent aux fondements théoriques des différences compensatrices et représentent la source d'explication fondamentale des discriminations salariales. Du point de vue néoclassique, les grandes organisations ont donc tendance à verser de meilleurs salaires car leurs employés sont plus productifs ou que leurs conditions de travail sont plus déplorables.

Le modèle compétitif n'est toutefois pas le seul cadre d'étude du profil taille-salaires. L'existence des monopoles de rentes et des organisations syndicales influence également le niveau de ces écarts. Weiss (1966) avance l'idée que les grandes entreprises font de meilleurs profits et tendent à reverser une partie de leurs rentes à leurs employés afin d'éviter la création de groupements collectifs. De nos jours, les chercheurs s'appuient sur la théorie des salaires d'efficience pour éclaircir cette relation. Cette théorie met en avant le caractère hétérogène des employeurs au plan de la transparence de l'information

et suppose qu'ils agissent de manière indépendante dans la gestion de leurs politiques salariales.

Cette nouvelle approche du marché s'alimente autour de la pensée néokeynésienne et précise que l'employeur peut trouver profitable d'émettre de meilleurs salaires afin de maximiser la combinaison entre la productivité des individus et les salaires qu'il leur verse. A partir de données panels, Drolet et Morissette (1998) ont empiriquement étudié l'impact de la taille des entreprises sur le niveau des salaires au Canada sur la période 1986-1997. Leurs résultats démontrent qu'un résidu salarial de 15 à 20 % persiste entre les entreprises de plus de 500 employés et celles de moins de 20, après avoir isolé l'impact des caractéristiques des travailleurs et les effets des industries et des professions.

L'objectif de ce mémoire sera d'apporter une évidence empirique supplémentaire des effets de tailles d'organisations sur le niveau des salaires individuels au Canada en utilisant des informations plus récentes. Notre étude s'organisera en deux grands chapitres :

Le chapitre 1 sera consacré au développement des différentes théories dominantes en matière de profil taille-salaires présentes dans la littérature théorique et empirique. Il sera divisé en 3 sections dans lesquelles nous retrouverons chacun de ces modèles. La section 1 sera destinée à l'analyse théorique des différences compensatrices. Il s'agit principalement des explications avancées par les théoriciens néoclassiques. La section 2 se focalisera sur l'importance des facteurs institutionnels dans la détermination des salaires selon la taille des entreprises. Enfin nous consacrerons notre troisième section aux développements des modèles de salaires d'efficience.

Étant donné l'insuffisance explicative des éléments avancés dans les sections 1 et 2, l'approche du phénomène par les modèles de salaires d'efficience a été avancée afin de rendre compte de cet écart. Les 2 premières sections correspondent aux arguments traditionnels de l'économie du travail tandis que la troisième section fait référence aux courants de pensées contemporains.

Le chapitre 2 portera sur l'analyse empirique de l'effet taille-salaires et des résultats obtenus à l'aide des fichiers de microdonnées transversales prescrits par « l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu ». À ma connaissance, il s'agit de la première étude empirique qui détermine l'importance des écarts salariaux selon la taille des organisations pour la période allant de 1996 à 2004. Il sera divisé en trois sections. La première section présentera notre modèle d'analyse ainsi que nos données issues de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Dans la deuxième section, nous examinerons de manière successive l'impact des principaux facteurs théoriques intervenant dans la relation positive entre la taille des organisations et le niveau des salaires. Enfin, dans la troisième section, nous testerons la robustesse des écarts salariaux que nous obtiendrons en les confrontant aux modifications des échantillons analysés.

Nous trouvons que l'ampleur des écarts salariaux varie fortement en fonction de l'entreprise ou de l'établissement. Lorsque nous intégrons uniquement la variable de taille de l'établissement dans la régression du log-salaire, ces écarts s'évaluent en moyenne à 45% pour les hommes et à plus de 50% pour les femmes entre 1996 et 2004. Dans le cas de l'entreprise, ils représentent respectivement 33 et 28%. Ces divergences se réduisent de 75% lorsque nous introduisons des variables représentatives de l'hétérogénéité des travailleurs et des emplois. Cependant, cette réduction significative semble davantage provenir d'une différence de qualité de main-d'œuvre que d'une différence dans les conditions de travail. De plus, il n'y a pas d'évidence en faveur de l'hypothèse que les grandes organisations versent de meilleurs salaires afin d'éviter la création de groupements collectifs. Ainsi, un écart substantiel persiste dans notre analyse et il ne semble pas provenir des caractéristiques des offreurs. Suivant les hypothèses des modèles de salaires d'efficience, nous avons tenté d'évaluer l'importance de la difficulté du contrôle des employés, mais nos résultats montrent que cet argument ne constitue pas l'unique raison de ces divergences. Bien que nous n'ayons pas pu approfondir davantage notre analyse en raison d'un manque de données, notre étude apporte une contribution consistante des discriminations salariales selon la taille des organisations pour le cas canadien.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

La première découverte du lien positif entre la taille des organisations et le niveau des salaires individuels remonte à l'époque de l'économiste américain Henry Moore en 1911. Ses résultats ont démontré qu'une femme travaillant dans un établissement de plus de 500 employés dans le secteur du textile percevait en moyenne 38.5% de plus qu'une femme travaillant au sein d'un établissement de moins de 20 employés. L'auteur conclut sur le fait que les grandes unités offrent relativement de meilleures conditions de travail (Moore, 1911).

(p.163): « ...as the size of the establishment increases, the condition of the laborer improves in all directions, his wages rise, he is employed a greater number of days in a year, his employment varies less from month to month, and his hours of labors, per day decrease. »

Depuis 1970, de nombreux auteurs tels que Lester (1967), Masters (1969), Brown et Medoff (1989), Idson et Feaster (1990), Morissette (1993), Drolet et Morissette (1998), Oi et Idson (1999), ont successivement étudié et apporté de l'évidence à ce phénomène.

La littérature montre que l'effet de la taille sur les salaires représente bien un élément essentiel dans le monde du travail. Son impact peut varier selon les diverses méthodes d'analyse statistique utilisées par les auteurs mais aussi selon les pays étudiés. Main et Reilly (1993) l'estime entre 17.7% et 25.5% pour le cas de la Grande-Bretagne, dépendamment des spécifications de leur modèle. Au Canada, cette différence s'évalue en

moyenne entre 20 et 24% en 1986 après avoir tenu compte d'un ensemble de facteurs propres aux individus, des effets d'industries et de professions (Morissette, 1993).

Entre 1986 et 1997, à l'aide de données panels, cette différence était similaire à l'étude précédente (Drolet et Morissette, 1998).

Brown et Medoff (1989) sont les auteurs les plus connus en matière de différences salariales selon la taille des organisations. Ils ont avancé plusieurs explications à ce phénomène :

(p1027): « *large employers (1) hire higher-quality workers, (2) offer inferior working conditions, (3) make more use of high wages to forestall unionization, (4) have more ability to pay high wages, (5) face smaller pools of applicants relative to vacancies, and (6) are less able to monitor their workers.* »

La littérature du marché du travail met en avant trois courants de pensées majeurs qui permettent d'analyser la relation taille-salaires : l'explication néoclassique, l'importance des syndicats et enfin l'approche par la pensée néokeynésienne au travers des modèles de salaires d'efficience.

1.1 La Théorie des différences compensatrices

L'approche néoclassique propose des explications entièrement fondées sur le principe des différences compensatrices. Cette théorie illustre la base fondamentale des discriminations salariales et repose sur les hypothèses du marché compétitif. Dans ce modèle, le marché s'autorégule et conduit l'économie dans une situation d'équilibre où chaque travailleur est rémunéré en fonction de sa productivité marginale. Ainsi selon les mécanismes du marché concurrentiel et des différences compensatrices, la distinction salariale que l'on observe entre deux individus provient d'une part de leurs niveaux de compétences et d'autre part des différences de la qualité de leurs emplois.

1.1.1 Théorie du capital humain

Dans des études moins récentes, Becker (1964) a apporté sa contribution aux différences de rendement en développant le modèle du capital humain. Ce modèle précise qu'un individu a la possibilité d'accroître ses connaissances tout au long de sa vie par le biais de l'éducation, de formations générales ou spécifiques. En avançant l'idée que les salaires sont positivement corrélés au degré d'éducation, les travaux de Becker ont permis de constituer une base essentielle des discriminations salariales.

Nous pouvons donc supposer que les grandes organisations tendent à embaucher des travailleurs plus qualifiés, ce qui justifierait qu'elles versent de meilleurs taux de salaires. Mais, pourquoi sont-elles tentées d'attirer une meilleure qualité d'employé ?

Plusieurs auteurs ont apporté une réponse à cette question : (1) elles réalisent de plus grands investissements en technologies (Troske, 1999), (2) elles utilisent des technologies plus complexes et disposent d'un stock de capital par travailleur plus élevé (Hamermesh, 1980) et (3) elles accordent plus d'attention aux signaux et aux politiques de formation (Brown et Medoff, 1989). Pour les auteurs Idson et Oi (1999), les employés des grandes entreprises sont mieux rémunérés parce qu'en étant associés à de meilleures technologies, leur production par heure augmente, ce qui les rend plus productifs.

Pourtant, la littérature montre qu'après avoir pris en considération l'influence des facteurs du capital humain, un écart salarial est toujours présent. Les hypothèses du marché compétitif précisent que le salaire égalise la productivité marginale dans tous les secteurs. En associant cet élément à la théorie hédonique des salaires, il convient que les secteurs présentant de moins bonnes conditions de travail doivent compenser ce désavantage par des ajustements de salaires.

1.1.2 Théorie hédonique des salaires

Cette seconde approche des différences compensatrices a été développée par Rosen en 1974 pour rendre compte des différences de salaires entre individus de même niveau de qualification. Ce modèle se base sur l'hypothèse que les emplois présentant de moins bonnes conditions de travail compensent ce désavantage en augmentant les taux de salaires. Ainsi, les grandes entreprises versent de meilleurs salaires car les conditions de travail qu'elles fournissent sont plus déplorables et plus impersonnelles (Lester, 1967). Masters (1969) ajoute également que les activités des grandes entreprises sont plus

monotones en raison de la division des tâches de production. Toutefois, les résultats empiriques obtenus dans la littérature contemporaine ne semblent pas totalement approuver l'hypothèse des mauvaises conditions de travail.

En utilisant des données pour l'année 1980, Kruse (1992) évalue l'importance de la pénibilité des emplois sur la relation taille-salaire et estime que le contrôle des conditions de travail diminue l'écart de salaire entre les grandes et les petites entreprises. Cependant, ses résultats ne sont significatifs que dans certains secteurs et professions.

Entre 1988 et 1993, McVittie *et al.* (1997), à partir de données ontariennes dans le secteur de la construction, ont étudié l'hypothèse des mauvaises conditions de travail en prenant comme *proxy*, le taux d'accident. Ils observent qu'une relation inverse et significative existe entre le taux d'accident au travail et la taille des entreprises.

En l'an 2000 au Canada, Marshall (2003) trouve que 71% des emplois dans les grandes entreprises sont couverts par des régimes de retraites alors que 21% seulement le sont dans les petites entreprises.

Brown et Medoff (1989) pour le cas des États-Unis trouvent que la standardisation des industries et des professions est un moyen de contrôler les divergences des conditions de l'emploi. Cependant, dans leur étude, contrôler pour les différences intersectorielles et interprofessionnelles n'a eu aucun impact sur l'écart salarial observé entre les tailles des entreprises et des établissements. En 1986, Morissette (1993) obtenait également des résultats similaires, mais pour le cas du Canada.

Les concepts néoclassiques justifient ainsi les différences de rendement par une hétérogénéité des qualifications individuelles et de pénibilité de l'emploi (Cahuc et Zylberberg, 2001). Cependant, la littérature de la théorie des différences compensatrices trouve davantage son explication dans les différences de capital humain que dans les discriminations des conditions de travail.

Sous les hypothèses du marché compétitif, les déterminants du marché du travail, l'emploi et les salaires, sont flexibles. Toute l'offre de travail est intégrée dans le marché par la régularisation des salaires. Toutefois l'évolution des normes institutionnelles et le développement de nouveaux types de marché ont été intégrés dans l'analyse du profil taille-salaires car les explications néoclassiques énoncées ci-dessus ne parvenaient pas à expliquer la totalité de cet écart significatif.

1.2 La Théorie du partage de rente et la présence des organisations syndicales

Cette seconde partie de l'économie traditionnelle suppose que l'argumentation du profil taille-salaires ne peut pas se limiter aux hypothèses du marché compétitif. La présence des monopoles et des facteurs institutionnels influence les politiques salariales des organisations et cela peut justifier l'ampleur de cet effet.

1.2.1 Le partage de rente

L'argument du partage de rente avancé par Weiss (1966) suppose que les grandes entreprises font généralement de meilleurs profits et tendent à les redistribuer auprès de leurs employés. Tout comme l'ont affirmé Albaeck *et al.* (1998), l'idée du partage de rente représente une explication partielle dans la mesure où elle ne répond pas aux conditions d'optimisation des profits. Si en général, les grandes organisations sont implantées dans des secteurs d'activités où les taux de salaires sont plus élevés en raison de leurs pouvoirs de marché, qu'est-ce qui pourrait justifier le fait qu'elles versent de meilleurs salaires pour une qualité de main-d'œuvre relativement identique?

Bien que cette hypothèse ait été faiblement développée dans la littérature empirique, deux raisons ont été avancées pour répondre à cette problématique. La première est celle développée par les théoriciens des salaires d'efficience. Elle précise que les employeurs des grandes organisations peuvent trouver rentable de verser de meilleurs salaires afin de motiver leurs travailleurs et ainsi améliorer leurs stratégies de production (Krueger et Summers, 1988). La section 3 développera de manière plus détaillée l'importance de cette théorie. La deuxième raison concerne l'existence des organisations syndicales.

1.2.2 Le rôle des organisations syndicales

L'importance des organisations syndicales se base sur l'hypothèse que les grandes organisations tendent à verser de meilleurs salaires afin de développer des relations sociales favorables au sein de leurs activités et d'éviter tout rassemblement collectif (Brown et Medoff, 1989). Empiriquement, cette hypothèse se tient si (1) le taux de syndicalisation est un déterminant significatif du salaire, si (2) celui-ci est corrélé avec les variables de Taille et si (3) l'impact de la syndicalisation sur le niveau des salaires diffère parmi les différentes tailles d'organisation. Cette dernière condition consiste à créer des interactions entre les dichotomiques de taille et de syndicalisation.

Les résultats empiriques sont variés :

Podgursky (1986) est l'auteur le plus communément cité dans ce domaine. Son étude sur l'importance du facteur syndicat dans la détermination des salaires démontre que dans les grands établissements, le niveau de salaire des employés syndiqués est comparable à ceux des autres employés faisant parti du même secteur d'activité même lorsque le taux de syndicalisation est faible. A l'inverse, les petites entreprises fixent l'échelle de rémunération de leurs employés syndiqués au-dessus de celle des non-syndiqués. Wunnava et Ewing (1999), à l'aide des données provenant du NLSY¹, trouvent des résultats comparables. En approfondissant leur analyse dans les domaines médicaux, dentaires et d'assurance-vie, ils remarquent que l'impact du taux de syndicalisation diminue à mesure que la taille de l'établissement augmente. La différence de salaire entre les travailleurs syndiqués et non-syndiqués des petits établissements surpassent celle des plus grands établissements. Cela signifie également que les syndicats influencent davantage le niveau des salaires dans les petites organisations par rapport aux plus grandes.

Brown et Medoff (1989) contestent ce raisonnement. En évaluant l'importance de la menace de rassemblement collectif dans la structure salariale des employeurs, les auteurs observent que les écarts de salaires entre les grands et les petits établissements dans les secteurs non syndicalisés (exception faite du secteur agricole) sont inférieurs de près de 7% à ceux des secteurs présentant moins de 5% de taux de syndicalisation. Les grands employeurs ont donc tendance à mieux rémunérer leurs travailleurs, même lorsque la menace de syndicalisation est faible. Cela implique que d'autres facteurs importants ont été omis dans l'analyse de l'effet taille-salaires et ceux-ci sont encore au cœur des débats actuels.

Selon les pays, l'existence d'une relation positive entre la taille des organisations et les salaires s'explique entre 50 et 80% par l'hétérogénéité des offreurs, des conditions d'emplois, des secteurs industriels, des professions et par l'appartenance à une organisation syndicale. L'impact du pouvoir de marché est très peu développé dans la littérature. La difficulté d'obtenir une mesure adéquate de cette variable fait qu'il est souvent très difficile de conclure sur son importance dans l'évaluation du profil taille-

¹ National Longitudinal Surveys of Youth

salaires. Brown et Medoff (1989) précisent toutefois que le contrôle des différences intersectorielles représente un argument valable pour capter les effets du pouvoir de marché. Par contre leurs résultats n'indiquent aucun impact de cette prise en compte.

Les arguments néoclassiques sont les plus pertinents dans l'explication des divergences salariales entre les tailles des firmes, mais la dimension de leur pouvoir explicatif reste toutefois limitée. Les chercheurs actuels justifient la présence de cet écart par le manque de prise en compte du caractère hétérogène des employeurs. C'est pour cette raison que les études contemporaines tendent à se développer sur l'importance des actions émises du côté de la demande. Cette approche relève essentiellement de la théorie des salaires d'efficience.

1.3 La Théorie des salaires d'efficience

La théorie des salaires d'efficience est une notion récente élaborée par les auteurs du néo-keynésianisme. Contrairement à l'hypothèse traditionnelle, ce modèle suppose que la productivité marginale d'un travailleur dépend principalement de son salaire. Ce concept a été avancé par Leibenstein (1957) au début des années 1960 et servait à expliquer le lien entre la productivité physique des agents et les salaires individuels dans les pays en développement. En supposant qu'un meilleur salaire permette à un individu d'être mieux nourri et ainsi plus productif, Leibenstein (1957) conclut que le concept d'effort représente un élément essentiel dans la relation productivité-salaire. Dans notre étude, nous pouvons donc supposer que les grandes organisations ont particulièrement tendance à favoriser la prise en compte de ce terme d'effort dans l'élaboration de leurs politiques salariales. Mais quelle en sont leurs motivations ?

Dans la littérature des salaires d'efficience, plusieurs modèles peuvent apporter une réponse à cette question: l'approche par (1) le modèle du shirking (Shapiro et Stiglitz, 1984), (2) le modèle de l'équité (Akerlof, 1982), (3) le modèle de la réduction des coûts de roulement du personnel (Salop, 1979) et (4) le modèle d'antisélection (Weiss et Landau, 1984).

1.3.1 La Théorie du shirking

La théorie du shirking est une théorie des incitations dont l'intérêt repose sur un problème d'observation de la productivité. Son importance dans la relation taille-salaires repose sur l'hypothèse que le contrôle des travailleurs devient plus difficile à mesure que

la taille de l'organisation augmente. L'employeur peut donc trouver profitable d'émettre des primes salariales afin de les inciter à fournir un niveau d'effort optimal. Le motif d'incitation dans ce modèle est principalement induit par le principe du coût d'opportunité d'être surpris à flâner.

Shapiro et Stiglitz (1984) sont les fondateurs du modèle du shirking. Dans leur étude, ils redéfinissent les contraintes incitatives de chaque agent en y incluant un déterminant de l'effort et un indicateur de l'utilité espérée par un chômeur. A chaque période, un individu a le choix entre fournir un effort optimal ou pas. Dans le second cas il est licencié et perd les avantages de son emploi. La présence du facteur d'effort dans la contrainte d'optimisation des offreurs permet de distinguer d'une part l'utilité d'un travailleur loyal et d'autre part l'utilité d'un travailleur agissant de manière improductive. En égalisant ces deux contraintes nous retrouvons ce que les auteurs appellent la « Non Shirking Constraint » : le salaire minimum qu'un individu est prêt à accepter en échange d'un niveau d'effort optimal. Ce niveau de salaire est une fonction positive de l'utilité espérée d'un chômeur ainsi que de l'effort fourni. En l'associant à la contrainte de l'employeur et en supposant que cette égalité est effectuée de manière agrégée, un nouvel équilibre est généré : le nouveau salaire d'équilibre est supérieur à celui du marché compétitif et la demande de travailleurs plus faible. Cela entraîne une situation de chômage, que les auteurs qualifient de chômage involontaire : certains offreurs qui étaient prêts à travailler au salaire compétitif ne peuvent désormais plus le faire car les critères de sélections ont modifié la structure du marché. Cette situation de chômage représente le coût d'opportunité dans le modèle du shirking. Plus le risque de se retrouver au chômage s'agrandit, moins les travailleurs sont incités à flâner car le coût d'opportunité de cette action est trop élevé.

Dans la littérature empirique du shirking, la majorité des études prennent leurs fondements dans les hypothèses du modèle de Shapiro et Stiglitz (1984) et les conclusions sont mixtes :

En utilisant des données relatives à chaque usine d'une entreprise de l'industrie automobile au Michigan en 1982, Capelli et Chauvin (1991) apportent de l'évidence en faveur de ce modèle. Leurs résultats démontrent qu'une augmentation de 1 dollar de la

prime salariale² est associée à une réduction significative de 21% du taux de licenciement disciplinaire³. Dans le même sens, l'accroissement du pourcentage d'individus actuellement à la recherche d'un emploi contribue à discipliner l'ensemble des travailleurs. Toutefois, l'objectif principal, qui est de savoir si la réduction des coûts du shirking représente une action efficiente de la part de l'employeur, n'est pas résolu par manque d'informations.

Pour le cas du Ghana, Strobl et Walsh (2007) ont étudié le cas d'un ensemble d'entreprises spécialisées dans le secteur manufacturier en 1998. En fondant leurs hypothèses sur une version multisectorielle du modèle de Shapiro et Stiglitz (1984), les auteurs apportent également de l'évidence empirique en faveur des prévisions théoriques du modèle du shirking : (1) le contrôle des travailleurs est inversement corrélé au salaire, mais seulement pour la catégorie des travailleurs fournissant un haut niveau d'effort, et (2) l'effet de l'effort sur les salaires dépend du niveau de contrôle (Strobl et Walsh, 2007).

(p.635): "...supervision has a negative and significant impact on wages for high effort workers only...the shirking model predicts that the impact of effort on wages will be affected by the level of monitoring."

Belfield et Wei (2004), pour le cas du Royaume-Uni, ont analysé cette hypothèse en ayant recours aux versements des primes d'encouragements comme substitut des coûts de contrôle. Premièrement, ils ont trouvé que ce système de rémunération était plus fréquemment utilisé au sein des grandes entreprises, mais que son inclusion dans l'estimation ne parvenait à justifier qu'une part relativement minime des écarts salariaux selon la taille. Deuxièmement, parmi les employés ayant reçu des primes d'encouragement, ils ont distingué ceux qui étaient fortement motivés à travailler au-delà des normes de travail habituelles de ceux qui l'étaient moins. Dans le groupe des plus motivés, ils trouvent que l'écart salarial selon la taille s'est agrandi de 3% alors que dans l'autre groupe, ces écarts se sont réduits de 6%.

² Correspond à la différence entre le salaire d'un travailleur et le taux en vigueur des autres industries du même secteur.

³ Les auteurs utilisent le taux de licenciement disciplinaire comme proxy du shirking.

L'étude de Manning et Thomas (1997) vient contester ces résultats. A l'aide des données issues du SIIOW⁴ au Royaume-Uni, ils concluent que l'hypothèse du shirking élaborée par Shapiro et Stiglitz (1984) ne constitue pas un argument important dans l'analyse du marché du travail (p.24).

Les résultats empiriques sont ainsi très différents selon les études, mais tenir compte de son effet ne permet pas d'éliminer l'écart de salaire entre les différentes tailles d'organisations.

La réduction des coûts du contrôle des employés n'est toutefois pas la seule explication de l'effet taille-salaires sous les hypothèses des salaires d'efficience. Un autre argument relevant essentiellement de l'aspect sociologique a été avancé.

1.3.2 La Théorie du « Gift Exchange »

Cette seconde théorie des salaires d'efficience, développé par Akerlof (1982, 1984), met en évidence le principe du « *donnant-donnant* » pour expliquer l'existence des divergences salariales intersectorielles. Son approche est essentiellement sociologique : un individu développe des sentiments envers ses partenaires et son employeur et cela influe sur son niveau de motivation. Le degré de ces sentiments est un facteur essentiel dans ce modèle. Il peut être jugé équitable ou pas selon l'individu. Ainsi, en augmentant les taux de salaire, l'employeur s'attend à ce qu'en retour, son employé fournisse un niveau d'effort supérieur au minimum requis pour ce type d'emploi. Il s'agit d'un échange réciproque entre les deux parties. Suivant Akerlof et Yellen (1990), la motivation d'un employé n'est pas seulement due à la relation qu'il entretient avec son supérieur. Elle provient également des liens professionnels qu'il entretient avec ses partenaires et de la manière dont ils sont traités par l'employeur. La prise en compte d'un groupe d'individus plutôt qu'un individu en particulier semble ainsi plus optimale pour l'entreprise (Argyle, 1989, Lawler, 1994, Akerlof, 1982). Dans l'article d'Akerlof, cela justifie que les employeurs n'ont pas intérêt à sanctionner les employés les moins productifs du groupe, sous peine de décourager les plus efficaces.

⁴ Survey of Incomes In and Out of Work.

L'importance de ce modèle dans l'explication de l'effet taille-salaires se base sur l'hypothèse que les employeurs des grandes organisations tendent à favoriser les opérations en équipe et contribuent à verser des salaires d'efficience afin d'accroître le niveau d'effort du groupe. C'est une façon de justifier leur loyauté dans les relations internes. Cette hypothèse n'est malheureusement pas très étendue dans la littérature du profil taille-salaires. Selon Velenchik (1997), les grandes entreprises versent de meilleurs salaires grâce à leurs économies d'échelles. Ainsi, il soulève l'hypothèse que les grandes unités cherchent à stimuler l'effort de leurs employés par le biais d'un rehaussement salarial car cela pourrait être perçu comme un acte de motivation à l'effort.

1.3.3 La réduction des coûts de roulement du personnel

Suivant le principe des salaires d'efficience, l'importance des coûts liés à l'embauche et aux licenciements des employés soulève l'hypothèse suivante : les employeurs des grandes organisations tendent à verser des salaires d'efficience afin de fidéliser leurs employés et d'éviter qu'ils soient incités à quitter leur emploi. Selon Salop (1979), les grandes entreprises proposent relativement plus de formations, elles trouvent ainsi plus avantageux de proposer de meilleurs taux de salaire afin de réduire les coûts associés au roulement du personnel. Suivant Brown et Medoff (1989), les licenciements sont moins fréquents à mesure que la taille de l'établissement s'accroît, même lorsque les salaires sont maintenus constants (p.1041). Cela implique que la durée de l'emploi ne peut pas seulement être attribuée à des différences de salaires liées à la taille des organisations. Ils supposent donc que les grands établissements permettent plus de rotations internes et plus d'opportunités professionnelles. Ce qui justifie que les emplois des grands établissements bénéficient d'une plus grande stabilité. Belfield et Wei (2004), suivant la même logique, ont analysé de manière plus précise l'impact de la relation taille-salaires pour le cas d'un groupe d'entreprises privées au Royaume-Uni. Premièrement, ils trouvent que les chances de promotion sont positivement liées aux salaires mais que leur importance dans l'analyse du profil taille-salaires est assez faible (p.190). Deuxièmement, l'effet taille-salaires est plus important lorsque l'on tient compte des secteurs présentant plus de mobilité interne. Les employés acquièrent plus de connaissances au sein de l'entreprise et perçoivent ainsi de meilleurs salaires (p.190).

Bien que l'hypothèse de la réduction des coûts de roulement du personnel ait fait l'objet d'une série d'analyse dans l'existence des dispersions salariales selon les différentes tailles d'organisations, elle ne permet pas d'en expliquer la totalité.

1.3.4 Le problème d'anti-sélection

Akerlof (1970) démontre que sur le marché de l'automobile, l'importance de l'asymétrie informationnelle conduit à un phénomène d'antisélection. Dans son exemple, il distingue l'information détenue par les vendeurs et par les acheteurs :

(1) Les vendeurs sont les seuls à détenir l'information sur la qualité (bonne ou mauvaise) de leurs biens.

(2) Les acheteurs, victimes de ce manque d'information, n'ont pas d'autres choix que de se référer au prix de vente du marché pour pouvoir dissocier la qualité de ces biens.

Cette asymétrie d'information du côté des acheteurs ne leur permet pas de distinguer de manière directe le marché des bonnes et des mauvaises automobiles. Par conséquent, le prix de vente moyen du marché reflète la qualité moyenne des automobiles. Plusieurs scénarios sont alors possibles pour les vendeurs de bonnes voitures:

- Soit ce prix est accepté par une partie de ces vendeurs car le nombre de mauvaises voitures n'est pas suffisamment élevé ou que leur prix n'est pas trop faible.
- Soit ce prix ne leur convient pas car le prix de vente des bonnes voitures excède celui-ci.

Dans ce deuxième scénario, les vendeurs de bonnes voitures sortent du marché. Ce phénomène illustre le problème d'antisélection d'Akerlof où seuls les vendeurs de mauvaises voitures restent sur le marché.

Ce phénomène a été appliqué sur le marché du travail sous l'hypothèse que la relation positive entre la taille des organisations et les salaires provient d'un effet de sélection (Weiss et Landau, 1984). La particularité de ce modèle est que la variable de taille est traitée de manière endogène dans l'estimation des salaires car la distribution des individus n'est pas effectuée de manière aléatoire parmi les différentes tailles

d'organisations. Une régression standard par les moindres carrés ordinaires n'est donc pas suffisante pour surmonter le biais de sélection (Idson et Feaster, 1990).

Pour le cas de la France, Margirier (2007) effectue une estimation du salaire individuel en tenant compte du problème de sélection. Pour ce faire, il utilise la stratégie de régression en deux étapes à la Heckman (1979) afin d'éliminer ce biais dans les coefficients obtenus. Les résultats de ses estimations par la méthode du probit ordonné démontrent en effet que la probabilité de travailler dans une grande entreprise est significativement plus importante pour un individu possédant un meilleur niveau d'éducation, mais également que les gains de l'éducation y sont plus larges. En considérant cet effet de sélection dans l'estimation des salaires, Margirier conclut que les écarts salariaux entre les grandes et les petites entreprises se réduisent.

Aux États-Unis, Idson et Feaster (1990) trouvent également que la probabilité de travailler au sein d'une grande entreprise est significativement plus importante pour des individus qualifiés, ayant plus d'expérience professionnelle et étant mariés. Leurs résultats empiriques démontrent que les écarts salariaux entre les grandes et les petites entreprises tendent à se réduire de 16,9% après avoir tenu compte de cet effet de sélection.

En revanche, Main et Reilly (1993) pour le cas de la Grande-Bretagne n'obtiennent pas d'évidence en faveur de cet effet. Leurs résultats par la méthode des moindres carrés ordinaires démontrent que l'écart salarial entre les grands et petits établissements s'évalue à 17,7%. En tenant compte de l'effet de sélection dans la régression, ces écarts ont tendance à augmenter, ce qui implique que les divergences salariales selon la taille ne sont pas uniquement dues à un effet de sélection.

En conclusion de ce premier chapitre, nous pouvons constater que plusieurs facteurs permettent de justifier l'existence des écarts salariaux entre les différentes tailles d'établissements et d'entreprises. Nous déterminerons dans notre deuxième chapitre le poids que chacun d'entre eux représente dans ces écarts pour le cas du Canada sur la période 1996-2004.

CHAPITRE II

ANALYSE EMPIRIQUE

Ce second chapitre sera consacré à l'analyse empirique des écarts salariaux entre les grandes et petites organisations⁵ au Canada pour la période 1996-2004. Il se décomposera en 2 sections principales dans lesquelles nous retrouverons respectivement : (1) le modèle d'analyse et la description des variables explicatives issues de l'EDTR⁶ et (2) le détail des résultats empiriques et leurs interprétations.

2.1 Modèle d'analyse et données

2.1.1 Modèle d'analyse

Dans notre étude, nous désirons obtenir les impacts marginaux les plus robustes des différentes variables de tailles d'organisations sur les niveaux des salaires individuels au Canada. Pour ce faire, nous déterminons en premier lieu la fonction du salaire individuel. Sa forme est similaire à celle utilisée par plusieurs auteurs dont Morissette (1993) pour le cas du Canada en 1986. Ainsi :

$$W_i = f(TAILLES_i, \Psi_i, X_i, \Gamma_i, Z_i, \mu_i)$$

Cette fonction définit le salaire individuel comme étant une fonction dépendante d'une chaîne de variables explicatives caractérisées par :

- $TAILLES_i$: un indicateur de la taille de l'organisation.
- Ψ_i : un ensemble de vecteurs démographiques.
- X_i : un ensemble de vecteurs représentatifs du capital humain.

⁵ Le terme organisation comprend les établissements et les entreprises.

⁶ EDTR correspond à l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

- Γ_i : un ensemble de vecteurs propres à l'hétérogénéité des emplois (conditions de travail, industries et professions).
- Z_i : un indicateur de l'appartenance à une organisation syndicale.
- μ_i : un terme d'erreur aléatoire.

Dans notre analyse empirique, nous utiliserons la représentation semi-logarithmique comme forme fonctionnelle de modélisation. Nous considérons ainsi l'équation suivante :

$$\ln W_i = \alpha + \beta_1 TAILLES_i + \beta_2 \Psi_i + \beta_3 X_i + \beta_4 \Gamma_i + \beta_5 Z_i + \epsilon_i$$

Notre variable dépendante est exprimée sous sa forme logarithmique alors que nos variables indépendantes sont exprimées en niveaux. Nous estimerons le log-salaire horaire individuel par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) à partir de données transversales. Nos estimations seront effectuées avec l'option ROBUST d'Eicker-White afin de corriger l'hétéroscédasticité des erreurs.

2.1.2 Données

2.1.2.1 L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu

Les données utilisées dans ce devoir proviennent de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Elles sont collectées à partir de deux interviews distinctes portant sur le revenu et le travail et sont réalisées de manière annuelle par Statistique Canada depuis 1993. L'avantage de cette enquête est qu'elle contient un ensemble d'informations détaillées sur les caractéristiques personnelles, géographiques, professionnelles, financières et d'éducation d'un ensemble d'individus représentatifs, âgés de 16 ans et plus dans chacune des dix provinces canadiennes. Les données relatives aux réserves indiennes, aux résidents d'institutions et aux casernes militaires ne sont pas comptabilisées dans l'enquête. Nous avons focalisé notre étude sur les données transversales relatives aux années 1996, 2000, 2002 et 2004.

L'EDTR fournit deux types d'indications sur la taille de l'organisation : la taille de l'établissement et la taille de l'entreprise. La taille de l'établissement renvoie au nombre d'employés total de l'établissement dans lequel travaille l'individu, alors que la taille de l'entreprise est mesurée en fonction du nombre d'employés total de tous les établissements d'un même employeur au Canada. Nous avons décomposé la taille des

établissements et des entreprises en 3 catégories. Les établissements et entreprises comptant moins de 100 employés représentent les petites tailles (*TAILLE1*), les moyennes contiennent entre 100 et 499 employés (*TAILLE2*) et les grandes 500 et plus (*TAILLE3*). La variable *TAILLE* est notre variable d'intérêt. Dans toute notre analyse, nous estimerons séparément le log-salaire horaire individuel selon la taille des établissements et la taille des entreprises.

Les individus ciblés sont ceux étant occupés toute l'année, non autonomes et travaillant à temps plein dans le secteur privé. En considérant la taille de l'établissement comme variable d'intérêt, chaque année d'étude comporte respectivement dans son échantillon final⁷ : 12436 individus en 1996, 11377 en l'an 2000, 11536 en 2002 et 10267 en 2004. Cette proportion d'individus représente en moyenne 36% de l'échantillon initial, c'est-à-dire des individus ciblés ayant uniquement répondu aux questions portant sur les taux de rémunérations horaires et sur la taille de leur organisation. Les proportions sont relativement similaires lorsque l'on tient compte de la taille de l'entreprise comme variable d'intérêt.

2.1.2.2 Description des variables

La variable dépendante de notre modèle correspond au logarithme népérien du taux de rémunération horaire de l'emploi⁸. En plus des variables dichotomiques représentatives de la taille de l'organisation, les autres variables explicatives du modèle sont définies par :

- Les variables démographiques telles que le sexe, l'âge et le statut marital.
- Les indicateurs du capital humain tels que l'achèvement des études secondaires, la possession d'un diplôme ou certificat non universitaire post secondaire, l'obtention d'un diplôme universitaire et enfin l'expérience de travail.
- Les indicateurs de l'hétérogénéité des emplois tels que les secteurs industriels et professionnels, des indicateurs provinciaux, des indicateurs d'emplois multiples,

⁷ L'échantillon final comprend le nombre d'hommes et de femmes ayant répondu à tous les critères utilisés dans ce mémoire. Les résultats qui suivent peuvent être obtenus en additionnant le nombre d'individus masculin et féminin que l'on retrouve au tableau 2.17 (p.56).

⁸ La rémunération est déclarée soit sur la base d'un taux horaire, soit sur une autre base. Dans ce second cas, le taux de salaire horaire est dérivé par rapport au nombre d'heures total rémunérées de l'emploi.

la durée de l'emploi, la participation à un régime de retraite lié à l'emploi et enfin des variables d'horaires de travail.

- Une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu appartient à une convention collective ou possède un contrat négocié par un syndicat, ou la valeur 0 s'il ne possède aucune des caractéristiques précédentes.

Les statistiques descriptives moyennes de ces variables explicatives sont présentées dans les appendices A⁹ et B¹⁰.

2.2 Description primaire et résultats empiriques

Le Tableau 2.1 illustre la répartition des individus au sein de chaque taille d'établissements et d'entreprises selon l'EDTR.

Tableau 2.1

Données¹ sur le taux de distribution de l'emploi selon la taille des établissements et des entreprises

Nombres d'employés	01-99 (I)		100-499 (II)		500 et + (III)	
Etablissements ²	%		%		%	
1996	75,04	n=30486	15,65	n=6359	9,31	n=3782
2000	72,54	n=27334	17,60	n=6630	9,86	n=3716
2002	73,91	n=26916	17,41	n=6340	8,68	n=3160
2004	73,08	n=26968	17,50	n=6457	9,43	n=3479
Entreprises ³						
1996	52,80	n=21053	11,83	n=4718	35,37	n=14102
2000	50,35	n=18522	12,24	n=4504	37,41	n=13762
2002	51,02	n=17890	13,09	n=4591	35,88	n=21582
2004	49,27	n=17716	13,21	n=4751	37,51	n=13487

¹ Les données représentent le taux de distribution des emplois parmi les employé(e)s travaillant à temps plein dans le secteur privé. Il s'agit d'une représentation générale car seules les informations relatives à la taille de l'établissement ou de l'entreprise ont été prises en compte.

² L'établissement fait référence au nombre d'employé(e)s travaillant dans l'établissement du répondant au Canada.

⁹ L'appendice A présente les statistiques descriptives moyennes des variables explicatives selon la taille des établissements pour les années 1996, 2000, 2002 et 2004.

¹⁰ L'appendice B présente les statistiques descriptives moyennes des variables explicatives selon la taille des entreprises pour les années 1996, 2000, 2002 et 2004.

Les colonnes (I), (II) et (III) font référence aux pourcentages d'individus affiliés aux petites, moyennes et grandes tailles d'établissements et d'entreprises. La distribution des employés diffère selon la taille mais aussi selon le type d'organisation.

Le pourcentage d'employés travaillant au sein des grandes entreprises représente en moyenne 36% entre 1996 et 2004 tandis qu'il s'élève à 9% en moyenne pour les établissements. Le nombre d'employés est ainsi plus important dans les entreprises que dans les établissements de plus de 500 employés. En revanche, la proportion des individus travaillant au sein des petites entreprises (50% en moyenne) est plus faible que celle des petits établissements (73% en moyenne). Cela s'explique par le fait que les grandes entreprises sont fortement composées de petits établissements.

Dans les sous-sections suivantes, nous procéderons à l'analyse empirique des divergences salariales entre les grandes et les petites organisations. Nous commencerons par évaluer la dimension de ces divergences selon les sexes sans aucune variable de contrôle, puis, nous analyserons de manière successive, l'ensemble des éléments théoriques qui peuvent justifier l'existence de ce phénomène.

2.2.1 Relation entre les salaires horaires et la taille des organisations

Dans la littérature du profil taille-salaires, des chercheurs ont démontré que la relation positive entre la taille des organisations et les salaires versés était plus ou moins importante selon les pays, les données, les méthodes d'analyses et le temps. Ainsi, à partir des données de l'EDTR, nous déterminerons l'ampleur et la significativité de cette relation pour le Canada entre 1996 et 2004.

2.2.1.1 Description statistique

Le Tableau 2.2 illustre la répartition des salaires horaires moyens des hommes et des femmes selon les tailles des établissements. Les colonnes (I), (II) et (III) représentent respectivement les petites, moyennes et grandes tailles.

Tableau 2.2

Répartition des salaires horaires moyens selon la taille des établissements

Établissement	Petit (I)	Moyen (II)	Grand (III)	Écart $\frac{[(III-I)/I] \times 100}{(IV)}$
Hommes				
1996	15,61 (7,36)	19,71 (7,64)	22,89 (7,9)	47%
2000	17,13 (8,64)	20,8 (9,4)	24,63 (9,71)	44%
2002	18,56 (9,9)	22,51 (11,17)	27,24 (12,38)	47%
2004	19,64 (10,33)	23,54 (11,53)	29,05 (13,82)	47%
Femmes				
1996	11,95 (5,55)	15,58 (6,2)	18,64 (6,39)	56%
2000	13,01 (6,43)	15,49 (7,31)	19,35 (8,46)	49%
2002	14,61 (7,03)	17,05 (8,48)	21,97 (11,1)	50%
2004	14,82 (7,39)	17,98 (8,76)	22,42 (12,79)	51%

Écarts types entre parenthèses.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004

Premièrement, nous constatons que les salaires horaires moyens sont supérieurs dans les grandes unités. En 1996, un homme travaillant dans un établissement de plus de 500 employés percevait 47% de plus qu'un homme travaillant dans un établissement comptant moins de 100 employés. Dans la même année, cet écart s'évaluait à 56% pour le cas des femmes. La différence est donc plus importante chez les femmes en 1996. Ce constat se vérifie également sur toute la période étudiée. Deuxièmement, les écarts salariaux (colonne IV) n'ont pas évolué dans les mêmes proportions pour les deux sexes.

Ils sont restés relativement stable entre 1996 et 2004 pour les hommes (1%) alors que pour les femmes ils ont diminué de 9%.

Pour le cas des entreprises (Tableau 2.3), ces écarts sont moins élevés (colonne IV). En 1996 chez les hommes, ils sont de l'ordre de 33%, alors que chez les femmes ils correspondent à 28%. Par rapport aux statistiques moyennes des établissements, ces écarts sont moins élevés chez les femmes en 1996 ainsi que sur le reste de la période.

Tableau 2.3

Répartition des salaires horaires moyens selon la taille des entreprises

Entreprises	Petite (I)	Moyenne (II)	Grande (III)	Écart $\frac{ III-I }{I} \times 100$ (IV)
Hommes				
1996	14,92 (6,84)	18,36 (7,76)	20,02 (8,16)	33%
2000	16,5 (7,93)	19,52 (9,31)	21,58 (9,79)	31%
2002	17,45 (9,25)	20,91 (10,91)	23,82 (11,55)	37%
2004	18,46 (9,44)	22,2 (12,55)	24,55 (12,12)	33%
Femmes				
1996	11,65 (5,48)	14,8 (6,32)	14,94 (6,5)	28%
2000	12,8 (6,01)	14,84 (7,09)	15,57 (7,84)	23%
2002	13,14 (6,39)	16,19 (7,77)	17,6 (9,42)	35%
2004	14,23 (6,51)	17,18 (8,78)	18,12 (9,89)	27%

Écarts types entre parenthèses.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Ces statistiques descriptives démontrent ainsi que le niveau des écarts salariaux inter-tailles est élevé et que celui-ci diffère selon le type d'organisation et selon les sexes.

Cependant, nous ne pouvons confirmer la significativité de ces écarts qu'en procédant à l'analyse économétrique.

2.2.1.2 Estimation et résultats empiriques

Notre première estimation consiste à régresser le log-salaire horaire sur les variables dichotomiques de *TAILLES*. Il s'agit d'une estimation non ajustée car aucune autre variable de contrôle n'est incluse. La régression se présente de la manière suivante :

$$\ln W_i = \alpha + \beta_2 \text{TAILLE2}_i + \beta_3 \text{TAILLE3}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

La variable *TAILLE 1* est la modalité de référence. Elle est omise de la régression afin d'éviter la multicollinéarité. Les coefficients β_2 et β_3 s'interprètent ainsi comme les rendements marginaux du salaire horaire des moyennes organisations (*TAILLE 2*) et des grandes (*TAILLE 3*) par rapport aux petites (*TAILLE 1*). Afin d'obtenir de meilleurs effets de tailles, les résultats de ce mémoire présenteront uniquement les valeurs obtenues pour le coefficient β_3 .

Le Tableau 2.4 met en avant la valeur et la significativité du coefficient β_3 de la régression (1), pour le cas des établissements et des entreprises de plus de 500 employés.

Tableau 2.4

Résultats de l'estimation des écarts salariaux entre les grandes et petites organisations

Établissements				
Périodes	Hommes	Obs	Femmes	Obs
	(I)		(II)	
1996	0,464*** (0,009)	n=17989	0,567*** (0,010)	n=16725
2000	0,445*** (0,011)	n=16362	0,492*** (0,012)	n=15893
2002	0,477*** (0,012)	n=15567	0,503*** (0,013)	n=15834
2004	0,471*** (0,012)	n=15823	0,504*** (0,012)	n=16126
Entreprises				
Périodes	Hommes	Obs	Femmes	Obs
	(I)		(II)	
1996	0,331*** (0,008)	n=17614	0,286*** (0,008)	n=16363
2000	0,302*** (0,009)	n=15968	0,234*** (0,009)	n=15431
2002	0,367*** (0,009)	n=15059	0,355*** (0,009)	n=15029
2004	0,332*** (0,009)	n=15435	0,272*** (0,008)	n=15594

Écarts types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Cette estimation non ajustée montre des résultats empiriques statistiquement significatifs au seuil de 1% aussi bien pour la catégorie des hommes que celle des femmes pour la période 1996-2004. Tout comme nous l'avons remarqué précédemment, ces écarts salariaux sont plus élevés pour les femmes lorsque l'on tient compte des établissements. Cependant, nous pouvons constater que pour cette même catégorie, l'ampleur des écarts s'est relativement réduite et ceux aussi bien dans les établissements que dans les entreprises.

Dans le même sens, Drolet et Morissette¹¹ (1998) pour la période 1986-1997 au Canada trouvent que les écarts salariaux selon la taille des entreprises sont devenus moins importants pour les femmes comparativement aux hommes à partir de 1987, passant ainsi de 41,9% en 1987 à 36,3% en 1997 pour les femmes et de 45,4% à 45,3% pour les hommes.

En rappel du chapitre 1, plusieurs raisons théoriques peuvent expliquer ce phénomène:

(1) Suivant la théorie des différences compensatrices (Becker 1964 et Rosen 1974), deux raisons justifient que les employés des grandes entreprises perçoivent de meilleurs salaires : soit parce qu'ils sont plus productifs, soit parce qu'ils bénéficient de moins bonnes conditions de travail.

(2) Suivant la théorie des institutions et de l'imperfection du marché (Weiss 1966, Brown et Medoff 1989), les grandes entreprises font de meilleurs profits et tendent à reverser une partie de leur rente à leurs employés afin d'éviter la création de groupements collectifs.

(3) Suivant la théorie des salaires d'efficience (Shapiro et Stiglitz 1984), le contrôle des employés devient de plus en plus coûteux à mesure que la taille de l'établissement augmente. Face à cela, les employeurs des grandes organisations peuvent trouver avantageux de substituer ces coûts par de meilleurs salaires afin d'accroître la motivation des employés.

Dans les sous-sections suivantes, nous examinerons la robustesse des écarts que nous avons obtenus en les confrontant à ces diverses théories.

¹¹ Dans leur étude, Drolet et Morissette classifient différemment le niveau de taille des entreprises. Les petites contiennent entre 1 et 19 employés et les grandes 500 et plus. Ils utilisent des données du *Labour Market Activity Survey* of 1986-1990, des données du *Survey of Labour and Income Dynamics* of 1993-1995 et des données du *Labour Force Survey* de Septembre 1997.

2.2.2 Le rôle de la Théorie des différences compensatrices

La théorie des différences compensatrices se décompose en deux branches : la théorie du capital humain et la théorie hédonique des salaires. Elle constitue une base fondamentale dans la littérature du profil taille-salaires car elle apporte beaucoup d'évidence en faveur de cette relation. Toutefois, les résultats empiriques ont montré que la relation positive entre la taille des organisations et les salaires s'expliquait davantage par des différences de capital humain que par des différences dans les conditions de l'emploi. Pour cela, nous analyserons de manière distincte ces deux branches afin d'évaluer si d'une part, elles constituent une explication pertinente des différences salariales inter-tailles et si d'autre part, nos résultats concordent avec ceux des études antérieures.

2.2.2.1 Analyse de la Théorie du capital humain

Description

Les Tableaux 2.5 et 2.6 mettent en évidence la répartition des salaires horaires moyens¹² selon le degré d'éducation, pour chaque taille d'établissement et d'entreprise.

Premièrement, nous constatons que le niveau des salaires horaires moyens croît avec le degré de qualification, quel que soit le sexe et le type d'organisation. Ainsi, dans les petits établissements en 1996, un homme ayant achevé ses études secondaires percevait en moyenne 15,3 dollars de l'heure contre 20,2 dollars pour les détenteurs d'un diplôme universitaire. Cela rejoint l'idée avancée par Becker (1964) sur la théorie du capital humain.

Deuxièmement, nous observons que les rendements de l'éducation sont plus élevés à mesure que la taille des organisations s'accroît. Dans les grands établissements (Tableau 2.5), ces rendements sont supérieurs de 38% en moyenne pour les hommes et de 42% pour les femmes entre 1996 et 2004. Dans les grandes entreprises, ces écarts sont relativement similaires pour les hommes alors que pour les femmes ils sont de l'ordre de 32% en moyenne.

¹² Les salaires horaires moyens sont des moyennes statistiques.

En se référant aux appendices A et B, nous constatons qu'en moyenne, la proportion d'individus qualifiés est plus élevée dans les grandes organisations et que les travailleurs disposent d'une plus grande expérience professionnelle. Ces observations nous permettent ainsi d'affirmer que le degré de compétence des travailleurs est relativement plus important au sein des grandes unités. Suivant Hamermesh (1980), cela s'explique par le fait que la structure technologique des grandes entreprises nécessite un plus grand nombre d'individus qualifiés. Leurs taux de salaires élevés reflètent ainsi leur meilleure productivité lorsqu'ils sont associés à des outils technologiques plus performants (Idson and Oi, 1999).

Statistiquement, nous venons de démontrer (1) que les salaires horaires sont positivement corrélés au niveau d'éducation aussi bien pour les hommes que pour les femmes, (2) que les grandes organisations versent de meilleurs salaires pour un même niveau d'éducation et (3) que les grandes organisations ont une proportion relativement plus large d'individus qualifiés.

A l'issue de ces trois observations, nous avons démontré que le degré de capital humain pouvait constituer une éventuelle explication des divergences salariales selon la taille des organisations.

Tableau 2.5

Répartition des salaires horaires moyens selon le niveau d'éducation dans les établissements

Établissements	Petit (I)	Moyen (II)	Grand (III)	Écart $[(III-I)/I]*100$ (IV)	Petit (I)	Moyen (II)	Grand (III)	Écart $[(III-I)/I]*100$ (IV)
	HOMMES				FEMMES			
1996								
Études secondaires	15,3	20	22,4	46%	12,4	16,1	18,9	52%
Certificat ¹	16,2	20,1	22,5	39%	12,7	16,7	19	50%
Diplôme universitaire	20,2	24,7	26,2	30%	17,5	20,2	22	26%
2000								
Études secondaires	17,4	21,2	24,5	41%	13,8	16,8	20,9	51%
Certificat	17,8	21,8	24,4	37%	13,9	17,5	20,6	48%
Diplôme universitaire	23,3	27,3	29,6	27%	19,5	22	24,8	27%
2002								
Études secondaires	18,8	22,9	27,5	46%	14,8	18,6	22,6	53%
Certificat	19,1	22,9	26,8	40%	15	19,3	22,1	47%
Diplôme universitaire	25,8	30,5	34,5	34%	21,1	25	27,9	32%
2004								
Études secondaires	19,5	24,2	29	49%	15,7	19,5	23,9	52%
Certificat	20,1	24	27,8	38%	16	20	23,6	48%
Diplôme universitaire	26,4	31,5	35,4	34%	22	25,8	28,2	28%

¹Certificat ou diplôme non universitaire post secondaire.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Tableau 2.6

Répartition des salaires horaires moyens selon le niveau d'éducation dans les entreprises

Entreprises	Petite (I)	Moyenne (II)	Grande (III)	Écart [[III-I]/I]*100 (IV)	Petite (I)	Moyenne (II)	Grande (III)	Écart [[III-I]/I]*100 (IV)
HOMMES				FEMMES				
1996								
Études secondaires	14	18,6	19,9	42%	11,8	15,5	15,4	31%
Certificat ¹	14,8	19,3	20,4	38%	12,3	16	15,8	28%
Diplôme universitaire	18,6	23	24,3	31%	16,3	19,5	20,2	24%
2000								
Études secondaires	16,5	19,9	21,7	32%	13,4	16,9	16,8	25%
Certificat	16,7	20,5	22,3	34%	13,5	17,3	17,4	29%
Diplôme universitaire	22,2	25,6	27,7	25%	19,1	21,7	22,3	17%
2002								
Études secondaires	17	21,7	24,2	42%	13,5	18,1	19	41%
Certificat	17,4	21,3	24,4	40%	13,7	18,5	19,3	41%
Diplôme universitaire	23,3	29,2	31	33%	18,5	23,7	25,6	38%
2004								
Études secondaires	18	22,9	25,1	39%	14,5	18,6	20	38%
Certificat	18,7	22,6	25,1	34%	14,9	19,2	20,5	38%
Diplôme universitaire	24,1	30,9	31,9	32%	19,4	24,9	26,1	35%

¹Certificat ou diplôme non universitaire post secondaire.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Estimation et résultats empiriques

Afin d'évaluer l'importance de cette théorie, nous utiliserons la régression (1) dans laquelle nous inclurons les variables démographiques (Ψ_i) et les déterminants du capital humain (X_i).

$$\ln W_i = \alpha + \beta_2 \text{TAILLE2}_i + \beta_3 \text{TAILLE3}_i + \beta_4 \Psi_i + \beta_5 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Si cette théorie représente effectivement une explication essentielle des divergences salariales selon la taille des organisations, son introduction dans la régression (2) devrait se traduire par une diminution significative de la valeur du coefficient β_3 . Rappelons que le coefficient β_3 correspond aux écarts de salaires horaires entre les grandes et les petites organisations.

Les Tableaux 2.7 et 2.8 mettent en évidence l'importance des résultats obtenus pour le coefficient β_3 de la régression (2) pour les cas des établissements et des entreprises. La colonne I renvoi aux coefficients déjà obtenu dans le Tableau 2.4, la colonne II tient compte des variables démographiques (l'âge, l'âge au carré et la situation matrimoniale). Enfin, la colonne III ajoute les variables représentatives du capital humain (l'expérience, l'expérience au carré et le niveau d'éducation).

En comparant les résultats obtenus dans les colonnes I et III, nous observons que la dimension de ces écarts diminue fortement aussi bien dans les établissements que dans les entreprises. Cette réduction s'estime en moyenne autour de 41% pour les deux sexes sur toute la période étudiée. Ainsi, à niveau de qualification égale, un homme travaillant au sein d'un grand établissement perçoit en moyenne 27% de plus qu'un homme travaillant dans une plus petite unité. Pour les femmes, cette différence s'élève en moyenne à 30%. Dans les entreprises, ces disparités représentent respectivement 19% pour les hommes et 16% pour les femmes.

Les résultats que nous obtenons apportent une certaine évidence en faveur des hypothèses avancées par la théorie du capital humain. Toutefois, un différentiel de salaire non négligeable tend à persister, ce qui implique que la dimension de ces écarts ne peut pas entièrement être justifiée par des différences de capital humain. Ceci nous amène à considérer que ce résidu pourrait provenir d'une hétérogénéité dans les conditions de l'emploi.

Tableau 2.7

Résultats de l'estimation des salaires horaires après ajustement des déterminants du capital humain selon la taille des établissements

Hommes						
Périodes	Non ajusté (I)	Obs	(I) + Var. démo (II)	Obs	(II) + Var. capital humain (III)	Obs
1996	0,464*** (0,009)	n=17989	0,339*** (0,011)	n=9047	0,259*** (0,012)	n=7886
2000	0,445*** (0,011)	n=16362	0,325*** (0,013)	n=8661	0,273*** (0,013)	n=7463
2002	0,477*** (0,012)	n=15567	0,343*** (0,015)	n=8313	0,270*** (0,015)	n=7131
2004	0,471*** (0,012)	n=15823	0,363*** (0,015)	n=8174	0,282*** (0,016)	n=6267
Femmes						
Périodes	Non ajusté (I)	Obs	(I) + Var, démo (II)	Obs	(II) + Var, capital humain (III)	Obs
1996	0,567*** (0,010)	n=16725	0,446*** (0,014)	n=6384	0,313*** (0,014)	n=5545
2000	0,492*** (0,012)	n=15893	0,371*** (0,020)	n=5851	0,294*** (0,018)	n=5068
2002	0,503*** (0,013)	n=15834	0,425*** (0,021)	n=5968	0,346*** (0,020)	n=5159
2004	0,504*** (0,012)	n=16126	0,376*** (0,021)	n=6004	0,274*** (0,020)	n=4664

Écarts-types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Tableau 2.8

Résultats de l'estimation des salaires horaires après ajustement des déterminants du capital humain selon la taille des entreprises

Hommes						
Périodes	Non ajusté (I)	Obs	(I) + Var. démo (II)	Obs	(II) + Var. capital humain (III)	Obs
1996	0,331*** (0,008)	n=17614	0,272*** (0,009)	n=8922	0,209*** (0,010)	n=7771
2000	0,302*** (0,009)	n=15968	0,235*** (0,010)	n=8560	0,194*** (0,010)	n=7399
2002	0,367*** (0,009)	n=15059	0,269*** (0,010)	n=8103	0,213*** (0,011)	n=6968
2004	0,332*** (0,009)	n=15435	0,232*** (0,010)	n=8092	0,169*** (0,011)	n=6249
Femmes						
Périodes	Non ajusté (I)	Obs	(I) + Var, démo (II)	Obs	(II) + Var, capital humain (III)	Obs
1996	0,286*** (0,008)	n=16363	0,237*** (0,011)	n=6291	0,160*** (0,011)	n=5457
2000	0,234*** (0,009)	n=15431	0,174*** (0,012)	n=5677	0,127*** (0,012)	n=4947
2002	0,355*** (0,009)	n=15029	0,259*** (0,012)	n=5716	0,206*** (0,012)	n=4952
2004	0,272*** (0,008)	n=15594	0,207*** (0,012)	n=5846	0,154*** (0,012)	n=4568

Écarts-types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

2.2.2.2 Analyse de la Théorie hédonique des salaires

Les arguments de la théorie hédonique des salaires ont été avancés pour rendre compte des écarts salariaux entre des individus de même niveau de qualification. L'importance de cette théorie repose sur l'hypothèse fondamentale que les conditions de travail sont moins avantageuses au sein des grandes organisations. Par conséquent, elles tendent à verser de meilleurs salaires afin de compenser ce désavantage.

Description statistique

Les appendices A et B offrent un aperçu des différents critères de conditions tels que la durée de l'emploi, les horaires de travail, la participation à un régime de retraite lié à l'emploi et l'affiliation à une organisation syndicale. À partir des moyennes statistiques que nous obtenons de ces appendices, nous ne pouvons pas admettre que les conditions de travail au sein des grandes organisations sont moins avantageuses. Au contraire, les résultats indiquent qu'entre 1996 et 2004 dans les grandes organisations:

- 90% de leur main-d'œuvre est employée à temps plein contre 78% pour le cas des petites organisations.
- la durée de l'emploi est supérieure de 61% en moyenne dans les grands établissements et de 40% dans les grandes entreprises.
- La part des individus travaillant aux heures normales est également plus importante.

De plus, elles proposent une part trois fois plus importante des couvertures par un régime de retraite ainsi qu'une affiliation à une organisation syndicale ou d'un contrat négocié par un syndicat. Les emplois dans les grands établissements et entreprises semblent donc relativement plus stables et plus avantageux. Cependant, ces facteurs ne sont pas les seuls déterminants des caractéristiques de l'emploi, mais les informations que nous possédons de l'EDTR sont assez limitées sur ce sujet.

Suivant Brown et Medoff (1989), le contrôle des effets d'industries et de professions permettrait de capturer une partie des effets de ces conditions. Les appendices C à F illustrent la répartition des salaires horaires moyens selon la taille des organisations en fonction des secteurs industriels et des professions pour chaque année d'étude. Nos statistiques montrent qu'il existe une corrélation plus ou moins grande entre les différences de salaires selon la taille et les secteurs d'activités et professions.

Estimation et résultats empiriques

Nous venons de constater premièrement, que les effets de tailles diffèrent selon les secteurs et professions et deuxièmement, que les conditions de travail au sein des grandes organisations sont plus avantageuses. Cette dernière observation va à l'encontre de nos attentes quant à l'hypothèse de la théorie hédonique des salaires. Pour notre analyse statistique, nous insérerons les vecteurs de professions, d'industries et de conditions de travail dans la régression (2).

De manière générale, l'équation du log-salaire horaire se présente de la façon suivante :

$$\ln W_i = \alpha + \beta_2 \text{TAILLE}_i + \beta_3 \text{TAILLE}_i^2 + \beta_4 \Psi_i + \beta_5 X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Les Tableaux 2.9 et 2.10 présentent les différentes valeurs du coefficient β_3 de cette estimation. La colonne IV illustre les résultats empiriques obtenus après avoir tenu compte des variables d'industries et de professions, tandis que la colonne V tient compte également des différents effets des conditions de travail.

Dans l'ensemble, nous remarquons que l'introduction des variables d'industries et de professions (Colonne IV) tend à réduire l'ampleur des écarts salariaux inter-tailles de manière significative. Cette réduction est d'autant plus importante lorsque l'on tient compte des conditions de travail (Colonne V).

En comparant les résultats de la colonne I et V du Tableau 2.9, nous observons que l'écart salarial selon la taille des établissements chez les hommes s'est réduit de plus de 60% en moyenne sur l'ensemble de la période. Chez les femmes, les différences intersectorielles, professionnelles et de conditions de travail, tendent à expliquer 62% des écarts initiaux tout au long de cette même période. Pour le cas des entreprises (Tableau 2.10), l'introduction de ces divers contrôles affecte également le niveau de ces écarts, et particulièrement pour l'année 1996. Pour les femmes, ces disparités ont diminué de 76%, passant ainsi, de 28,6% (colonne I) à 6% (Colonne V). Pour les hommes, elles se sont réduites de 70%, passant de 33,1 à 9%.

De manière générale, nous pouvons constater que les écarts salariaux inter-tailles ont fortement diminué après l'inclusion de toutes ces variables explicatives. Cependant, nous ne pouvons pas entièrement affirmer que cette baisse provienne effectivement des arguments avancés par la théorie hédonique des salaires. Premièrement, nous avons

remarqué dans nos statistiques descriptives que l'hypothèse de base n'était pas respectée. En effet, lorsque nous avons introduit les variables représentatives des conditions de travail dans notre modèle d'analyse, la dimension des écarts s'est fortement réduite. Même si nous ne possédons pas de plus amples informations sur les critères de conditions de travail, nous ne sommes pas convaincus qu'elles puissent représenter une explication majeure des divergences salariales selon la taille des organisations. Deuxièmement, le fait que ces écarts se soient réduits de manière significative après que nous ayons introduit les indicateurs d'industries et de professions ne nous permet pas non plus d'affirmer que cette diminution soit liée à des divergences de condition des emplois selon les secteurs et les professions.

Tableau 2.9

Résultats de l'estimation des salaires horaires après ajustement des déterminants de l'hétérogénéité des emplois selon la taille des établissements

	Non ajusté (I)	Obs	(I) + Var. dém (II)	Obs	(II) + Var. capital humain (III)	Obs	(III) + Ind. et Prof. (IV)	Obs	(IV) + Cond. Travail (VI)	Obs
HOMMES										
1996	0,464*** (0,009)	n=17989	0,339*** (0,011)	n=9047	0,259*** (0,012)	n=7886	0,206*** (0,012)	n=7426	0.13*** (0.012)	n=7325
2000	0,445*** (0,011)	n=16362	0,325*** (0,013)	n=8661	0,273*** (0,013)	n=7463	0,240*** (0,013)	n=6880	0.18*** (0.013)	n=6819
2002	0,477*** (0,012)	n=15567	0,343*** (0,015)	n=8313	0,270*** (0,015)	n=7131	0,204*** (0,015)	n=6861	0.14*** (0.015)	n=6686
2004	0,471*** (0,012)	n=15823	0,363*** (0,015)	n=8174	0,282*** (0,016)	n=6267	0,224*** (0,015)	n=6016	0.175*** (0.015)	n=5859
FEMMES										
1996	0,567*** (0,010)	n=16725	0,446*** (0,014)	n=6384	0,313*** (0,014)	n=5545	0,208*** (0,015)	n=5157	0.14*** (0.014)	n=5111
2000	0,492*** (0,012)	n=15893	0,371*** (0,020)	n=5851	0,294*** (0,018)	n=5068	0,219*** (0,018)	n=4595	0.17*** (0.017)	n=4558
2002	0,503*** (0,013)	n=15834	0,425*** (0,021)	n=5968	0,346*** (0,020)	n=5159	0,257*** (0,019)	n=4950	0.21 (0.019)	n=4850
2004	0,504*** (0,012)	n=16126	0,376*** (0,021)	n=6004	0,274*** (0,020)	n=4664	0,205*** (0,019)	n=4500	0.154 (0.019)	n=4408

Écarts-types entre parenthèses

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

SOURCE : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Tableau 2.10

Résultats de l'estimation des salaires horaires après ajustement des déterminants de l'hétérogénéité des emplois selon la taille des entreprises

	Non ajusté (I)	Obs	(I) + Var. démo (II)	Obs	(II) + Var. capital humain (III)	Obs	(III) + Ind. et Prof. (IV)	Obs	(IV) + Cond. Travail (VI)	Obs
HOMMES										
1996	0,331*** (0,008)	n=17614	0,272*** (0,009)	n=8922	0,209*** (0,010)	n=7771	0,168*** (0,009)	n=7315	0,09*** (0,01)	n=7227
2000	0,302*** (0,009)	n=15968	0,235*** (0,010)	n=8560	0,194*** (0,010)	n=7399	0,182*** (0,010)	n=6819	0,11*** (0,011)	n=6764
2002	0,367*** (0,009)	n=15059	0,269*** (0,010)	n=8103	0,213*** (0,011)	n=6968	0,184*** (0,010)	n=6701	0,12*** (0,011)	n=6550
2004	0,332*** (0,009)	n=15435	0,232*** (0,010)	n=8092	0,169*** (0,011)	n=6249	0,168*** (0,011)	n=5998	0,105*** (0,011)	n=5853
FEMMES										
1996	0,286*** (0,008)	n=16363	0,237*** (0,011)	n=6291	0,160*** (0,011)	n=5457	0,120*** (0,010)	n=5086	0,06*** (0,010)	n=5043
2000	0,234*** (0,009)	n=15431	0,174*** (0,012)	n=5677	0,127*** (0,012)	n=4947	0,110*** (0,011)	n=4491	0,05*** (0,011)	n=4461
2002	0,355*** (0,009)	n=15029	0,259*** (0,012)	n=5716	0,206*** (0,012)	n=4952	0,165*** (0,011)	n=4752	0,12*** (0,011)	n=4663
2004	0,272*** (0,008)	n=15594	0,207*** (0,012)	n=5846	0,154*** (0,012)	n=4568	0,152*** (0,011)	n=4408	0,104*** (0,011)	n=4322

Écarts-types entre parenthèses

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

SOURCE : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Conclusion des différences compensatrices :

Les résultats de la sous-section 2.2.2 intitulée *le rôle de la théorie des différences compensatrices* indiquent que les arguments avancés par la théorie des différences compensatrices sont d'une importance cruciale dans la détermination des salaires selon la taille des établissements et des entreprises.

L'explication la plus pertinente concerne la théorie du capital humain. Elle contribue à expliquer entre 45 et 46% de ces divergences selon les sexes. Plusieurs auteurs ont mentionné que ces écarts pouvaient également refléter des capacités non directement observables dans les données. Notons que mesurer la capacité d'un individu ne relève pas uniquement de ses compétences académiques ou professionnelles. Elle peut être influencée par d'autres facteurs tels que les compétences des parents, les fréquentations externes, etc. En supposant que ces habiletés non observables par l'économètre soient constantes dans le temps, la méthode la plus robuste pour détourner ce problème serait d'effectuer une régression avec des effets fixes à partir de données longitudinales. De cette manière, la variation des salaires individuels d'une année à l'autre, dépendrait uniquement des variations entre les termes explicatifs de la régression, et non plus de leurs niveaux.

Concernant la théorie hédonique des salaires, nous avons constaté qu'après avoir tenu compte des différences intersectorielles, interprofessionnelles et des conditions de travail, l'écart s'est réduit de plus de 60%. Cependant, nous n'avons pas pu confirmer que cette réduction provenait du fait que les grandes organisations proposaient de moins bonnes conditions de travail. Au contraire, leurs conditions semblent plus favorables et celles-ci sont positivement corrélées aux niveaux des salaires. Le fait que l'écart salarial entre les grandes et les petites organisations se soit réduit après avoir introduit les déterminants des avantages sociaux (régime de retraite, membre d'un syndicat) indique que la théorie hédonique des salaires ne se tient pas dans notre étude. En plus de verser de meilleurs taux de salaires horaires, les grandes organisations offrent également de meilleurs avantages non monétaires. Nous sommes donc sceptiques à l'idée que la réduction de ces écarts, après avoir inclus les indicateurs d'industries et de professions, provienne des différences dans les conditions de travail. Selon Krueger et Summers (1988), cette réduction provient davantage d'une hétérogénéité des capacités non directement mesurables des individus.

La persistance d'un écart salarial inter-tailles nous amène à approfondir notre analyse empirique au-delà des éléments néoclassiques, en se focalisant sur le rôle des organisations syndicales.

2.2.3 Le rôle des organisations syndicales

La présence des organisations syndicales est l'une des premières raisons du disfonctionnement du marché compétitif. Elle remet en cause l'hypothèse de l'atomicité du marché car elle influence le niveau des salaires. Son importance dans notre étude repose sur l'hypothèse que les grandes organisations versent en moyenne de meilleurs salaires parce qu'elles cherchent à éviter la création de groupements collectifs. Cette hypothèse nécessite donc d'analyser la variation des salaires selon la taille des organisations pour les employés syndiqués et non syndiqués.

2.2.3.1 Description statistique

Le Tableau 2.11 illustre la répartition des salaires horaires entre ces deux classes d'employés.

Deux types d'observations ressortent de ces résultats :

Premièrement, il existe une relation positive entre la taille des organisations et les salaires horaires, aussi bien dans la catégorie des employés syndiqués que dans la catégorie des non-syndiqués. Chez les syndiqués, les écarts de salaires entre les grands et petits établissements s'élèvent en moyenne à 19,85% et à 75% pour les non-syndiqués. Pour les entreprises, ces écarts sont respectivement de 16,15% et de 33,8%. Notons également que pour les entreprises, ces écarts fluctuent davantage sur l'ensemble de la période étudiée. A travers ces statistiques, nous pouvons constater que l'appartenance à une organisation syndicale accroît le niveau des salaires et réduit l'ampleur des écarts salariaux inter-tailles.

Deuxièmement, le différentiel de salaire observé entre les employés syndiqués et non-syndiqués se réduit à mesure que la taille des organisations augmente. Dans les petits établissements en 1996, le salaire horaire moyen des individus syndiqués s'élève à 17,5 dollars contre 11,6 dollars pour les individus non-syndiqués. Soit une différence d'environ 6 dollars. Alors que dans les grands établissements ce différentiel s'évalue à moins de 1 dollars. Podgursky (1986) explique cela par le fait que les employeurs des grands établissements cherchent à éviter l'apparition de groupements collectifs. Dans les

petites entreprises pour la même année, ce différentiel correspond à 5,5 dollars et à 4,4 dollars dans les plus grandes. De manière générale, on observe donc que les salaires des employés non syndiqués dans les plus grandes organisations sont plus proches de ceux des employés syndiqués.

Tableau 2.11

Répartition des salaires horaires moyens des employés syndiqués et non syndiqués
selon la taille des organisations

	Petit (I)	Obs	Moyen (II)	Obs	Grand (III)	Obs	Écart (III)-(I)
Établissements							
Syndiqués							
1996	17,48 (6,78)	n=5530	18,38 (6,61)	n=3335	20,44 (6,68)	n=2329	16,93%
2000	18,46 (7,85)	n=4996	19,04 (7,59)	n=3186	22,21 (8,10)	n=2190	20,31%
2002	19,89 (8,85)	n=5113	20,33 (8,03)	n=3010	23,91 (9,53)	n=1825	20,21%
2004	20,60 (9,24)	n=5136	21,60 (8,89)	n=3064	25,13 (9,87)	n=1972	21,99%
Non Syndiqués							
1996	11,60 (6,67)	n=18888	16,01 (8,66)	n=2915	19,87 (9,49)	n=1423	71,29%
2000	13,12 (7,95)	n=16666	17,36 (10,34)	n=3295	22,03 (11,70)	n=1429	67,91%
2002	14,03 (8,90)	n=16545	19,23 (12,33)	n=3190	25,54 (14,86)	n=1284	82,04%
2004	14,95 (9,58)	n=16725	20,05 (12,82)	n=3262	26,73 (15,91)	n=1448	78,80%
Entreprises							
Syndiqués							
1996	16,79 (6,77)	n=2211	17,87 (6,56)	n=2058	19,12 (6,79)	n=6777	13,88%
2000	18,34 (8,01)	n=2124	19 (7,75)	n=2861	20,14 (7,88)	n=6418	9,81%
2002	18,21 (8,16)	n=1741	19,92 (7,71)	n=1872	22,11 (9,20)	n=6109	21,42%
2004	19,29 (8,72)	n=1733	21,17 (9,68)	n=1895	23,05 (9,26)	n=6491	19,49%
Non Syndiqués							
1996	11,27 (6,27)	n=13016	14,55 (8,25)	n=2538	14,75 (8,76)	n=7101	30,88%
2000	12,93 (7,45)	n=11057	16,19 (9,49)	n=2510	16,48 (10,67)	n=6986	27,46%
2002	13,48 (8,12)	n=11171	17,61 (11,76)	n=2595	19,02 (12,67)	n=6210	41,1%
2004	14,51 (8,80)	n=11164	18,61 (12,20)	n=2712	19,69 (13,53)	n=6741	35,70%

Écart-type entre parenthèses.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

2.2.3.2 Estimations et résultats empiriques

Pour l'analyse empirique de ce phénomène, il est nécessaire d'effectuer des interactions entre les variables de tailles et de syndicat afin de vérifier si cette explication se tient pour le cas du Canada entre 1996 et 2004.

La régression se représente de la manière suivante :

$$\ln W_i = \alpha + \beta_2 \text{TAILLE}_{2i} + \beta_3 \text{TAILLE}_{3i} + \beta_4 Z_i + \beta_5 \text{TAILLES}_{2i} \cdot Z_i + \beta_6 \text{TAILLES}_{3i} \cdot Z_i + \beta_7 \Psi_i + \beta_8 X_i + \beta_9 \Gamma_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Chez les syndiqués, les écarts de salaires dans les différentes tailles d'établissements et d'entreprises correspondent à l'addition des coefficients β_3 et β_6 . Chez les non-syndiqués cet écart est uniquement représenté par la valeur du coefficient β_3 . Ainsi, si notre hypothèse se tient, l'écart chez les non-syndiqués (β_3) devrait être significativement plus élevé que celui obtenu chez les syndiqués ($\beta_3 + \beta_6$).

Les résultats du Tableau 2.14 indiquent que chez les hommes non syndiqués, l'effet de taille est significativement plus important sur l'ensemble de la période, aussi bien dans les entreprises que dans les établissements. En revanche, ces conclusions ne sont pas aussi précises pour le cas des femmes. En se concentrant sur les établissements, nous remarquons que les résultats suivent la même tendance que ceux obtenus pour la catégorie masculine, à l'exception de l'année 2004, où les résultats ne sont pas significatifs. Dans l'entreprise, aucun des résultats obtenus pour les femmes ne correspond à l'hypothèse de l'évitement des groupements collectifs. En 1996 et 2004, nous obtenons des écarts significatifs, mais les signes du coefficient β_6 ne correspondent pas à nos attentes. Pour les années 2000 et 2002, les résultats sont faibles et non significatifs. Étant donné la variation des résultats obtenus selon les sexes, il est difficile d'apporter de l'évidence en faveur de cette hypothèse.

Comme beaucoup d'études antérieures l'ont démontré, notre étude nous permet d'affirmer que la menace de rassemblement collectif ne peut pas être considérée comme une explication fondamentale des effets tailles-salaires. Aussi, le résidu salarial encore observable ne peut donc pas être expliqué par le rôle des organisations syndicales.

Après avoir examiné l'ensemble des caractéristiques propres aux travailleurs tels que leur degré de qualification, leurs compétences professionnelles, la qualité de leurs conditions de travail ainsi que leur appartenance à une organisation syndicale, nous concluons sur le fait qu'un écart est toujours présent et qu'il ne semble pas provenir des spécificités de l'offre de travail. Les chercheurs actuels supposent que cela peut provenir des caractéristiques de la demande. Par conséquent, nous consacrerons notre dernière analyse à l'évaluation de cette hypothèse dans la détermination des divergences salariales selon la taille des organisations au Canada pour la période 1996-2004.

Tableau 2.12

Résultats de l'estimation des écarts salariaux après interaction entre les variables de taille et syndicat

ETABLISSEMENTS				ENTREPRISES			
Hommes	β_3	β_4	β_6	Hommes	β_3	β_4	β_6
1996	0,177*** (0,019)	0,064*** (0,012)	-0,092*** (0,022)	1996	0,102*** (0,012)	0,063*** (0,017)	-0,048** (0,020)
2000	0,220*** (0,021)	0,103*** (0,013)	-0,090*** (0,026)	2000	0,118*** (0,013)	0,105*** (0,017)	-0,049** (0,021)
2002	0,185*** (0,022)	0,115*** (0,014)	-0,110*** (0,028)	2002	0,136*** (0,013)	0,131*** (0,020)	-0,095*** (0,023)
2004	0,211*** (0,020)	0,095*** (0,014)	-0,097*** (0,028)	2004	0,114*** (0,014)	0,115*** (0,019)	-0,058*** (0,022)
Femmes	β_3	β_4	β_6	Femmes	β_3	β_4	β_6
1996	0,192*** (0,021)	0,100*** (0,015)	-0,105*** (0,028)	1996	0,048*** (0,012)	0,060*** (0,020)	0,042* (0,023)
2000	0,194*** (0,021)	0,085*** (0,016)	-0,096*** (0,036)	2000	0,049*** (0,013)	0,049** (0,024)	0,003 (0,027)
2002	0,230*** (0,025)	0,097*** (0,015)	-0,079** (0,036)	2002	0,117*** (0,013)	0,090*** (0,021)	-0,022 (0,025)
2004	0,164*** (0,022)	0,050*** (0,016)	-0,057 (0,039)	2004	0,088*** (0,013)	-0,015 (0,021)	0,081*** (0,026)

Écart-types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

2.2.4 La Théorie des salaires d'efficience : le problème du contrôle des employés

L'hypothèse fondamentale du modèle des salaires d'efficience repose sur le fait que les employeurs n'observent pas parfaitement la productivité de leurs employés. Ils ont donc généralement recours à des contrôleurs de travaux afin de limiter cette asymétrie informationnelle. Toutefois, suivant la théorie du shirking, le contrôle représente un coût non négligeable pour l'organisation, en particulier lorsque sa taille s'accroît. Pour cette raison, les employeurs des grandes unités peuvent trouver plus optimal de verser de meilleurs taux de salaires. Cela permettrait d'accroître la motivation des employés à fournir un niveau d'effort plus élevé, ce qui devrait se refléter par une hausse de leur productivité. Ainsi, les taux de salaires devraient être plus élevés dans les secteurs d'activité où les employeurs observent difficilement le degré d'effort de leurs employés.

Dans notre étude, l'analyse directe de ce phénomène n'est pas envisageable car nous manquons d'informations sur le degré de productivité, sur le niveau d'effort et surtout sur la difficulté des superviseurs à observer le travail des employés. En revanche, nous disposons de renseignements sur les secteurs où le personnel de supervision¹³ a un poids plus important. Nous suggérons ainsi deux types d'approches indirectes afin d'évaluer l'importance de cette théorie.

La première approche consiste à régresser les salaires individuels sur l'ensemble des variables explicatives énumérées précédemment,¹⁴ en tenant compte d'une part, des secteurs industriels où le personnel de supervision est le plus élevé, et d'autre part de tous les secteurs industriels. Si l'hypothèse de la supervision des employés se tient, les écarts salariaux inter-tailles devront être moins importants dans les secteurs d'activité les plus assujettis à la supervision.

La seconde approche consistera à effectuer des interactions entre les variables dichotomiques de tailles et de qualification en se basant sur les mêmes secteurs industriels. La croissance du progrès technologique de ces dernières décennies a favorisé l'entrée des individus qualifiés sur le marché du travail, ce qui leur a donné la possibilité d'effectuer plusieurs types d'activités. Par conséquent, nous soulevons l'hypothèse que

¹³ À partir des données de l'EDTR, nous avons sélectionné les secteurs industriels où le personnel de supervision du travail bureau, des services et dans la fabrication est le plus important.

¹⁴ Les déterminants des différences compensatrices et du syndicat.

cette évolution a rendu le contrôle des employés qualifiés plus difficile. Si cette hypothèse se tient, nous devrions obtenir un accroissement des effets de taille pour cette catégorie d'individu tout au long de la période étudiée.

2.2.4.1 Résultats empiriques

Les estimations du log-salaire de la première approche sont définies de la manière suivante :

$$\ln W_i = \alpha + \beta_2 \text{TAILLE}_i + \beta_3 \text{TAILLE}_i + \beta_4 \Psi_i + \beta_5 X_i + \beta_6 \Gamma_i + \beta_7 Z_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

Le Tableau 2.15 met en évidence les résultats de cette estimation. La Colonne (I) présente les résultats du coefficient β_3 lorsque tous les secteurs industriels¹⁵ sont inclus dans la régression. La Colonne (II) tient compte uniquement des secteurs où le personnel de supervision est le plus important, c'est-à-dire, du secteur de la fabrication, du commerce, du transport et de l'entrepôt, des assurances, de l'immobilier et de la location. Ce choix de secteur demeure toutefois subjectif.

Les résultats que l'on obtient vont à l'encontre de l'hypothèse des salaires d'efficience car nous obtenons des écarts salariaux inter-tailles supérieurs dans les secteurs les plus supervisés. Cela se vérifie aussi bien selon le type d'organisation et selon les sexes. Ainsi, nous observons que pour les hommes en 1996 dans les établissements, ces écarts sont de 0,196 lorsque l'on tient compte de tous les secteurs (Colonne I) et de 0,221 dans les secteurs les plus sujets à la supervision (Colonne II). Dans l'entreprise ils correspondent respectivement à 0,157 et à 0,167. Sur toute la période étudiée, ces résultats suivent la même tendance, sauf pour le cas des femmes dans les établissements en 2002 et dans les entreprises en 1996. En suivant cette approche, l'évidence en faveur de l'hypothèse du contrôle des employés est donc mitigée.

¹⁵ Selon le Système de Classification des Industries de l'Amérique du Nord, les industries retenues sont celles de la foresterie, pêches, mines et extraction de pétrole et de gaz, les services publics, la construction, les services professionnels, scientifiques et techniques, la gestion d'entreprise, les services administratifs et les autres services de soutien. Les secteurs de l'agriculture, de l'enseignement, de soins de santé, d'hébergement et de restauration ne sont pas comptabilisés dans l'étude.

Les estimations du log-salaire de la seconde approche se présentent de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \ln W_i = & \alpha + \beta_2 \text{TAILLE2}_i + \beta_3 \text{TAILLE3}_i + \beta_4 \text{DGUNIV18}_i + \beta_5 \text{TAILLE2}_i \cdot \text{DGUNIV18}_i + \\ & \beta_6 \text{TAILLE3}_i \cdot \text{DGUNIV18}_i + \beta_7 \text{YRXFTE11}_i + \beta_8 \text{YRXFTE11}_i^2 + \beta_9 \Psi_i + \beta_{10} \Gamma_i + \beta_{11} \text{IZ}_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

(6)

Où DGUNIV18_i est une variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'individu possède un diplôme universitaire et 0 dans le cas contraire. YRXFTE11_i est une variable continue indiquant le nombre d'années d'expérience professionnelle.

Le Tableau 2.16 nous donne les résultats obtenus de cette seconde approche. Rappelons que la méthodologie utilisée est similaire à celle de la première, excepté le fait que nous portons désormais notre attention sur les détenteurs d'un diplôme universitaire. Ce tableau nous permet d'effectuer une comparaison entre la dimension des écarts salariaux entre les grandes et les petites organisations pour cette catégorie d'employés dans tous les secteurs industriels (I) et dans les secteurs où la supervision est plus élevée (II). Ces écarts sont représentés par l'addition des coefficients β_3 et β_6 où β_6 correspond à la valeur de l'interaction entre les variables dichotomiques TAILLE3_i et DGUNIV18_i . Par conséquent, si les employeurs des grandes organisations cherchent effectivement à substituer les coûts de supervision par des rehaussements de salaire et si notre hypothèse sur la croissance du progrès technologique se tient entre 1996 et 2004, dans ce cas là, nous devrions observer d'une part, que ces écarts sont inférieurs dans les secteurs les plus supervisés et d'autre part, que ces écarts deviennent plus grands dans le temps.

Pour l'année 1996, les écarts salariaux chez les hommes travaillant au sein des établissements s'estiment en moyenne à 0,435¹⁶ dans tous les secteurs (Colonne I) et à 0,471 pour les secteurs les plus supervisés (Colonne II). En 2004, ils s'évaluent respectivement à 0,366 et à 0,456. Ces écarts sont ainsi plus élevés dans les secteurs les plus supervisés. Cependant, ils sont imprécis car la plupart des coefficients de la colonne II sont non significatifs. Ce constat se produit sur toute la période. L'année 2000 présente

¹⁶ L'écart est $\beta_3 + \beta_6$, soit $0,260 + 0,175 = 0,435$

toutefois des résultats significatifs mais l'effet reste toujours plus élevé dans les secteurs les plus supervisés. Dans le cas des entreprises, les résultats des années 2002 et 2004 pour les femmes sont significatifs et du signe attendu. Cependant, l'analyse globale des résultats ne nous permet pas d'apporter de réelles évidences en faveur de l'hypothèse émise sur le problème de la supervision des employés.

À travers le temps, nous observons également que ces écarts deviennent plus petits dans le groupe (I), passant ainsi de 0,435 en 1996 à 0,366 en 2004, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse que nous avons émise sur la croissance du progrès technologique. Les écarts obtenus pour le groupe (II) contredisent également cette hypothèse, car ils sont passés de 0,471 à 0,456. Pour les femmes du groupe (II) dans les établissements, la valeur des écarts s'est accrue, passant de 0,432 en 1996 à 0,468. Cependant, la non significativité de ces coefficients ne nous permet pas d'apporter de conclusion positive sur l'hypothèse du progrès technologique. Dans les entreprises, seuls les résultats des hommes du groupe (I) concordent avec nos prédictions.

En résumé, les résultats que nous obtenons de nos deux approches indirectes ne nous permettent pas de confirmer le fait que les employeurs des grandes organisations cherchent à substituer les coûts de supervision de leur main d'œuvre par des accroissements de salaires. Même si nous ne possédons de plus amples informations sur les déterminants de la théorie des salaires d'efficience, notre étude offre toutefois un avancement dans ce domaine pour le cas canadien.

Tableau 2.123

Résultats de l'estimation des écarts salariaux intersectoriels entre les grandes et petites organisations

Établissements					Entreprises				
	(I)	Obs	(II)	Obs		(I)	Obs	(II)	Obs
Hommes					Hommes				
1996	0,196*** (0,012)	n=6591	0,221*** (0,015)	n=4373	1996	0,157*** (0,010)	n=6503	0,167*** (0,012)	n=4313
2000	0,230*** (0,013)	n=6071	0,249*** (0,016)	n=4114	2000	0,170*** (0,011)	n=6033	0,177*** (0,013)	n=4108
2002	0,194*** (0,015)	n=6094	0,208*** (0,019)	n=3983	2002	0,171*** (0,011)	n=5965	0,187*** (0,014)	n=3908
2004	0,214*** (0,015)	n=5372	0,243*** (0,019)	n=3531	2004	0,156*** (0,011)	n=5369	0,172*** (0,014)	n=3545
Femmes					Femmes				
1996	0,184*** (0,015)	n=4354	0,219*** (0,024)	n=2319	1996	0,100*** (0,011)	n=4301	0,096*** (0,014)	n=2275
2000	0,220*** (0,018)	n=3816	0,246*** (0,023)	n=2308	2000	0,096*** (0,012)	n=3746	0,107*** (0,015)	n=2270
2002	0,248*** (0,020)	n=4111	0,240*** (0,026)	n=2403	2002	0,159*** (0,012)	n=3962	0,159*** (0,014)	n=2317
2004	0,202*** (0,019)	n=3766	0,235*** (0,023)	n=2151	2004	0,151*** (0,012)	n=3702	0,166*** (0,015)	n=2102

Écart-types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Tableau 2.14

Résultats de l'estimation des écarts salariaux intersectoriels entre les grandes et petites organisations après interaction entre les variables de taille et d'éducation

Établissements							Entreprises						
(I)		Obs	(II)		Obs		(I)		Obs	(II)		Obs	
β3	β6		β3	β6			β3	β6					
Hommes							Hommes						
1996	0,260*** (0,027)	0,175*** (0,029)	n=13824	0,407*** (0,042)	0,064 (0,045)	n=7733	1996	0,244*** (0,025)	0,091*** (0,026)	n=13535	0,385*** (0,043)	-0,054 (0,044)	n=7569
2000	0,246*** (0,027)	0,159*** (0,029)	n=12847	0,358*** (0,045)	0,114** (0,048)	n=7330	2000	0,196*** (0,024)	0,069*** (0,026)	n=12547	0,223*** (0,041)	0,046 (0,043)	n=7178
2002	0,320*** (0,027)	0,082*** (0,031)	n=12567	0,416*** (0,045)	0,057 (0,049)	n=6896	2002	0,293*** (0,025)	0,004 (0,027)	n=12146	0,328*** (0,042)	-0,027 (0,044)	n=6671
2004	0,311*** (0,026)	0,055* (0,030)	n=12805	0,425*** (0,044)	0,031 (0,048)	n=6972	2004	0,282*** (0,025)	-0,026 (0,027)	n=12485	0,312*** (0,045)	-0,053 (0,046)	n=6801
Femmes							Femmes						
1996	0,235*** (0,025)	0,213*** (0,028)	n=12310	0,466*** (0,066)	-0,034 (0,070)	n=5545	1996	0,218*** (0,023)	-0,013 (0,025)	n=12055	0,206*** (0,051)	-0,023 (0,053)	n=5390
2000	0,251*** (0,023)	0,167*** (0,027)	n=11980	0,513*** (0,061)	-0,063 (0,066)	n=5325	2000	0,176*** (0,022)	-0,008 (0,024)	n=11662	0,180*** (0,053)	-0,037 (0,054)	n=5102
2002	0,269*** (0,026)	0,164*** (0,030)	n=12289	0,561*** (0,065)	-0,073 (0,070)	n=5398	2002	0,316*** (0,021)	-0,053** (0,024)	n=11703	0,396*** (0,047)	-0,168*** (0,049)	n=5061
2004	0,232*** (0,022)	0,185*** (0,026)	n=12453	0,502*** (0,057)	-0,034 (0,063)	n=5369	2004	0,282*** (0,020)	-0,078*** (0,022)	n=12087	0,299*** (0,047)	-0,138*** (0,049)	n=5126

Écart-types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

2.3 Estimation sur échantillon réduit

Dans cette partie, nous voulons tester la stabilité des coefficients obtenus dans les sous-sections précédentes en les confrontant à des modifications des échantillons analysés. Pour cela, nous utilisons l'échantillon correspondant à la régression du log-salaire individuel après ajustement de la variable syndicat, pour chaque année d'enquête. Il s'agit du plus petit échantillon de notre analyse. Par la suite, nous répétons toutes les estimations effectuées précédemment en se focalisant uniquement sur celui-ci. De cette manière, nous obtiendrons la dimension des écarts salariaux entre les grandes et les petites organisations, uniquement pour les individus ayant répondu à toutes les questions portant sur les indicateurs de taille d'organisations, du capital humain, de l'hétérogénéité des emplois et de l'appartenance à une organisation syndicale. Les résultats obtenus sont présentés dans les Tableaux 2.17 et 2.18.

Dans l'ensemble, tous les résultats obtenus sont significatifs au seuil de 1% aussi bien dans les établissements que dans les entreprises. En ayant réduit le nombre d'observations, seuls les résultats des estimations non ajustées ont été affectés, car les échantillons initiaux étaient largement supérieurs. Les écarts salariaux inter-tailles sont plus faibles et les écarts-types plus élevés. Cependant, ces écarts se sont davantage réduits pour la classe des femmes. En se référant aux résultats du Tableau 2.17, nous constatons qu'en moyenne, entre 1996 et 2004, ces écarts s'estiment à moins de 50% pour les femmes dans les établissements. En 2000 et 2004, ils atteignent l'ordre de 40%, soit 19% de moins que les écarts obtenus en tenant compte de l'échantillon total. Chez les hommes ils sont inférieurs de 10%. Dans le cas des entreprises, cette diminution s'évalue respectivement à 22 et 9,5%.

Par conséquent, il semble que les estimations effectuées à partir des mêmes échantillons d'individus ont eu pour conséquence de réduire l'ampleur des écarts obtenus de nos estimations non-ajustées et de resserrer la différence des effets de tailles entre les hommes et les femmes.

Tableau 2.15

Résultats de l'estimation des écarts salariaux entre les grands et les petits établissements sur échantillon réduit

HOMMES								
Périodes	Non ajusté (I)	Obs	(I) + Var.démo+Cap.Hu (II)	Obs	(II) + th.hédonique (III)	Obs	(III) + syndicat (IV)	Obs
1996	0,41*** (0,013)	n=7325	0,25*** (0,012)	n=7325	0,14*** (0,012)	n=7325	0,13*** (0,012)	n=7325
2000	0,40*** (0,015)	n=6819	0,28*** (0,014)	n=6819	0,19*** (0,013)	n=6819	0,18*** (0,013)	n=6819
2002	0,40*** (0,017)	n=6686	0,27*** (0,015)	n=6686	0,15*** (0,014)	n=6686	0,14*** (0,014)	n=6686
2004	0,42*** (0,017)	n=5859	0,27*** (0,015)	n=5859	0,18*** (0,015)	n=5859	0,17*** (0,015)	n=5859
FEMMES								
1996	0,49*** (0,017)	n=5111	0,32*** (0,015)	n=5111	0,15*** (0,014)	n=5111	0,14*** (0,014)	n=5111
2000	0,40*** (0,023)	n=4558	0,29*** (0,019)	n=4558	0,17*** (0,017)	n=4558	0,16*** (0,017)	n=4558
2002	0,47*** (0,024)	n=4850	0,35*** (0,021)	n=4850	0,21*** (0,019)	n=4850	0,20*** (0,019)	n=4850
2004	0,40*** (0,024)	n=4408	0,27*** (0,020)	n=4408	0,15*** (0,018)	n=4408	0,15*** (0,018)	n=4408

Écart-types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

Tableau 2.16

Résultats de l'estimation des écarts salariaux entre les grandes et les petites entreprises sur échantillon réduit

HOMMES								
Périodes	Non ajusté (I)	Obs	(I) + Var. démo+Cap.Hu (II)	Obs	(II) + th. hédonique (III)	Obs	(III) + syndicat (IV)	Obs
1996	0,329*** (0,011)	n=7227	0,20*** (0,010)	n=7227	0,094*** (0,010)	n=7227	0,09*** (0,010)	n=7227
2000	0,28*** (0,012)	n=6764	0,19*** (0,011)	n=6764	0,12*** (0,011)	n=6764	0,11*** (0,011)	n=6764
2002	0,31*** (0,011)	n=6550	0,21*** (0,011)	n=6550	0,13*** (0,011)	n=6550	0,11*** (0,011)	n=6550
2004	0,27*** (0,012)	n=5853	0,16*** (0,011)	n=5853	0,11*** (0,011)	n=5853	0,10*** (0,011)	n=5853
FEMMES								
1996	0,24*** (0,013)	n=5043	0,16*** (0,011)	n=5043	0,066*** (0,010)	n=5043	0,058*** (0,010)	n=5043
2000	0,17*** (0,014)	n=4461	0,12*** (0,012)	n=4461	0,05*** (0,011)	n=4461	0,05*** (0,011)	n=4461
2002	0,28*** (0,013)	n=4663	0,20*** (0,012)	n=4663	0,12*** (0,011)	n=4663	0,11*** (0,011)	n=4663
2004	0,20*** (0,014)	n=4322	0,14*** (0,012)	n=4322	0,10*** (0,011)	n=4322	0,11*** (0,011)	n=4322

Écart-types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

SOURCE : Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1996, 2000, 2002 et 2004.

CONCLUSION

Dans notre étude empirique, nous avons commencé par estimer la dimension des écarts salariaux entre les grandes et les petites organisations, en tenant compte uniquement des indicateurs de *TAILLES*. Nos premiers résultats ont démontré que ces écarts étaient significatifs et comparables à ceux des études antérieures. Comme Brown et Medoff (1989) l'ont affirmé, cet effet de taille n'est pas de même ampleur, selon que l'on tienne compte de la taille des établissements ou des entreprises en tant que variables principales. Dans notre analyse, nous trouvons qu'ils sont plus importants dans les établissements, quelque soit le sexe. Par la suite, nous avons utilisé les arguments avancés par les théories économiques afin de clarifier l'existence de cette relation positive.

Nos résultats ont démontré que 45% de ces divergences s'expliquaient par le fait que les grandes organisations étaient composées d'une main-d'œuvre plus qualifiée et possédant un plus grand nombre d'années d'expériences professionnelles. Ces disparités se sont davantage réduites après que nous ayons tenu compte des différences intersectorielles, interprofessionnelles et des conditions de travail. Cependant, les arguments avancés par la théorie hédonique des salaires ne constituent pas une explication essentielle des divergences salariales selon la taille des organisations car les plus grandes unités offrent des salaires et des conditions de travail plus élevés. Cette relation entre la taille et les salaires ne semblent également pas provenir du fait que les grands employeurs chercheraient à éviter la création de groupements collectifs. Les coefficients obtenus ne sont pas tous du bon signe et parfois même, sont non significatifs.

Nos résultats sont convergents avec ceux des études empiriques que l'on retrouve dans la littérature. Suivant la théorie des salaires d'efficience, nous avons supposé que la persistance des écarts observés pouvait provenir du fait que les grands employeurs cherchaient à substituer les coûts de supervision du personnel par des rehaussements de

salaires, afin que cela puisse accroître l'effort des employés et ainsi leur productivité. Les résultats obtenus sont mitigés, mais dans l'ensemble, ils n'apportent pas de réelles évidences en faveur de cette hypothèse. Par conséquent, nous concluons ce devoir sur le fait qu'il existe effectivement une relation positive et significative entre la taille des organisations et le niveau des salaires au Canada entre 1996 et 2004 et que la persistance de cette relation au regard des théories économiques traditionnelles nécessite que l'on y porte une attention particulière.

APPENDICE A

STATISTIQUES MOYENNES DES VARIABLES EXPLICATIVES PARMI LES
DIFFÉRENTES TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS EN 1996, 2000, 2002 ET 2004.

ANNÉE 1996	*1-99 (1)	*100-499 (2)	*500 + (3)	Écart en % (3)-(1)
Variables démographiques				
-âge	36,65 (12,55)	38,2 (11,12)	39,61 (10,46)	8%
-homme	52,73%	57,50%	58%	10%
-% Mariés	54,56%	59,48%	63,62%	17%
Variables d'emploi multiples				
-emplois multiples en %	11,81	9,18	7,67	-35%
Variables statut d'activité				
-occupé toute l'année en %	69,17	78,63	83,66	21%
-occupé une partie de l'année et inactif de l'autre en %	10,86	6,73	5,29	-51%
Variables d'expérience et de durée				
- nombres d'années d'expérience	13,72 (11,88)	15,53 (11,09)	17,11 (10,79)	25%
-durée de l'emploi (en mois)	81 (99,34)	112 (106,65)	138 (113,6)	70%
Variables horaires de travail				
-emploi à temps plein (en %)	76,45	81,33	86	12%
-heures normales (jours) en %	50,03	66,05	62,12	24%
-poste du soir	3,55	4,97	4,56	28%

Variables avantages sociaux				
- couvert par un régime de retraite lié à son emploi en %	13,89	41,85	61,35	342%
- couvert par un syndicat ou contrat négocié par un syndicat en %	22,66	53,39	62,07	174%
Variables d'éducation				
-études secondaires terminées	68,46	74,9	81,54	19,1
- diplôme/certificat non universitaire	35,09	40,78	45,66	30,12
-diplôme universitaire	14,18	19,36	24,72	74,33
Écart-types entre parenthèses				

ANNÉE 2000	*1-99 (1)	*100-499 (2)	*500 + (3)	Écart en % (3)-(1)
Variables démographiques				
-âge	37,78	38,43	39,96	5,70%
	(12,92)	(11,42)	(10,58)	
-homme	52%	53,70%	55%	5%
-% Mariés	53,23%	55,58	59,31%	11%
Variables d'emploi multiples				
-emplois multiples en %	10,74	8,13	6,78	-37%
Variables statut d'activité				
-occupé toute l'année en %	73,49	80,21	86,06	17%
-occupé une partie de l'année et inactif de l'autre en %	11,82	8,4	6,3	-47%
Variables d'expérience et de durée				
- nombres d'années d'expérience	14,37	15,55	17,3	20%
	(12,12)	(11,33)	(11,09)	
-durée de l'emploi (en mois)	80,2	100,2	127,7	59%
	(101,3)	(109,32)	(120,11)	

Variables horaires de travail				
-emploi à temps plein (en %)	79,8	87,3	90,8	14%
-heures normales (jours) en %	53,56	62,19	72,47	35%
-poste du soir	4,51	4,92	4,9	9%
Variables avantages sociaux				
- couvert par un régime de retraite lié à son emploi en %	25,7	63	78,9	207%
- couvert par un syndicat ou contrat négocié par un syndicat en %	23,1	49,1	60,6	162%
Variables d'éducation				
-études secondaires terminées	72,99	79,21	86	18%
- diplôme/certificat non universitaire	36,15	41,1	47,17	30%
-diplôme universitaire	15,34	18,69	27,64	80%

Écarts-types sont entre parenthèses.

<i>ANNÉE 2002</i>	*1-99 (1)	*100-499 (2)	*500 + (3)	Écart en % (3)-(1)
Variables démographiques				
-âge	38,26	38,95	41,03	7%
	(13,31)	(11,72)	(10,77)	
-homme	50,84	53,11	53,99	6%
-% Mariés	51,5	53	58	13%
Variables d'emploi multiples				
-emplois multiples en %	11,7	8,11	7,75	-34%
Variables statut d'activité				
-occupé toute l'année en %	74,81	83,06	86,74	16%
-occupé une partie de l'année et inactif de l'autre en %	10,41	5,95	5,16	-50%
Variables d'expérience et de durée				
- nombres d'années d'expérience	14,77	15,75	18,15	23%
	(12,54)	(11,55)	(11,2)	
-durée de l'emploi (en mois)	83,35	105,54	132,32	59%
	(102,37)	(110,16)	(123)	

Variables horaires de travail				
-emploi à temps plein (en %)	79,32	87,71	91,77	16%
-heures normales (jours) en %	54,88	61,69	74,84	36%
-poste du soir	4,74	5,63	5,22	10%
Variables avantages sociaux				
- couvert par un régime de retraite lié à son emploi en %	24,1	60,43	77,41	221%
- couvert par un syndicat ou contrat négocié par un syndicat en %	21,79	45,74	54,69	151%
Variables d'éducation				
-études secondaires terminées	75,52	80,84	87,86	16%
- diplôme/certificat non universitaire	36,99	43,47	47,06	27%
-diplôme universitaire	16,43	19,12	29,65	80%

Écarts-types sont entre parenthèses.

<i>ANNÉE 2004</i>	*1-99 (1)	*100-499 (2)	*500 + (3)	Écart en % (3)-(1)
Variables démographiques				
-âge	38,74	39,65	41	5,80%
	(13,58)	(12,18)	(11,14)	
-homme	51%	52,70%	52%	3%
-% Mariés	50,05%	51,46%	56,60%	13%
Variables d'emploi multiples				
-emplois multiples en %	13,13	10	9,8	-25%
Variables statut d'activité				
-occupé toute l'année en %	73,9	81,5	87	18%
-occupé une partie de l'année et inactif de l'autre en %	10,4	7,1	3,3	-68%
Variables d'expérience et de durée				
- nombres d'années d'expérience	15	16,5	17,9	19%
	(12,6)	(11,8)	(11,46)	
-durée de l'emploi (en mois)	79,3	103,3	125	58%
	(100,13)	(111,87)	(121,82)	

Variables horaires de travail				
-emploi à temps plein (en %)	79,25	88,3	91,4	15%
-heures normales (jours) en %	55,75	61,3	75,65	36%
-poste du soir	4,33	5,7	4,1	-5%
Variables avantages sociaux				
- couvert par un régime de retraite lié à son emploi en %	25,75	64	80	211%
- couvert par un syndicat ou contrat négocié par un syndicat en %	23,5	48,5	58	147%
Variables d'éducation				
-études secondaires terminées	76,35	81,42	88,78	16%
- diplôme/certificat non universitaire	39,19	44,88	49,3	26%
-diplôme universitaire	17,13	20,54	33,54	96%

Écarts-types sont entre parenthèses.

APPENDICE B

STATISTIQUES MOYENNES DES VARIABLES EXPLICATIVES PARMI LES
DIFFÉRENTES TAILLES D'ENTREPRISES EN 1996, 2000, 2002 ET 2004.

ANNÉE 1996	*1-99 (1)	*100-499 (2)	*500 + (3)	Écart en % (3)-(1)
Variables démographiques				
-âge	37 (12,75)	37,5 (11,33)	37,5 (11,51)	1%
-homme	54,60%	51,60%	53,30%	-2%
-% Mariés	54,89%	57,19%	58,40%	6%
Variables d'emploi multiples				
-emplois multiples en %	12,2	10,5	9,4	-23%
Variables statut d'activité				
-occupé toute l'année en %	68	74,9	78,3	15%
-occupé une partie de l'année et inactif de l'autre en %	11,3	7,72	7,65	-32%
Variables d'expérience et de durée				
- nombres d'années d'expérience	14 (12,18)	14,5 (11,08)	14,9 (11,16)	6%
-durée de l'emploi (en mois)	77,6 (99,22)	94,9 (100,64)	112,1 (108,5)	44%

Variables horaires de travail				
-emploi à temps plein (en %)	78,4	84,3	82,6	5%
-heures normales (jours) en %	51,8	65,1	63	22%
-poste du soir	3,6	4,5	4,6	28%
Variables avantages sociaux				
- couvert par un régime de retraite lié à son emploi en %	13,2	51,1	62,3	372%
- couvert par un syndicat ou contrat négocié par un syndicat en %	14,5	44,8	48,8	237%
Variables d'éducation				
-études secondaires terminées	65,17	74,65	77,93	20%
- diplôme/certificat non universitaire	34,78	41,73	39,05	12%
-diplôme universitaire	12,25	20,4	20,42	67%

Écarts-types sont entre parenthèses.

<i>ANNÉE 2000</i>	*1-99 (1)	*100-499 (2)	*500 + (3)	Écart en % (3)-(1)
Variables démographiques				
-âge	38,6	38,2	37,7	-2%
	(12,94)	(11,57)	(11,86)	
-homme	53,80%	51,60%	51,40%	-4%
-% Mariés	55,24%	55,25%	53,79%	-3%
Variables d'emploi multiples				
-emplois multiples en %	10,9	9,2	8,4	-23%
Variables statut d'activité				
-occupé toute l'année en %	73,7	78,9	80,2	9%
-occupé une partie de l'année et inactif de l'autre en %	11,6	9,2	9,2	-21%
Variables d'expérience et de durée				
- nombres d'années d'expérience	14,9	15,1	15	1%
	(12,33)	(11,31)	(11,46)	
-durée de l'emploi (en mois)	79,9	92,4	104,1	30%
	(101,9)	(102,84)	(112,04)	

Variables horaires de travail				
-emploi à temps plein (en %)	80,9	86,2	83,7	3%
-heures normales (jours) en %	50,4	65,5	61,2	21%
-poste du soir	3,7	4,5	5,3	43%
Variables avantages sociaux				
- couvert par un régime de retraite lié à son emploi en %	15,7	53,4	64	308%
- couvert par un syndicat ou contrat négocié par un syndicat en %	16,1	42,5	47,9	198%
Variables d'éducation				
-études secondaires terminées	70,95	78,86	81,19	14%
- diplôme/certificat non universitaire	36,32	41,03	40,64	12%
-diplôme universitaire	14,39	19,98	20,48	42%

Écarts-types sont entre parenthèses.

<i>ANNÉE 2002</i>	*1-99 (1)	*100-499 (2)	*500 + (3)	Écart en % (3)-(1)
Variables démographiques				
-âge	38,7	38,7	38,78	0%
	(13,44)	(12,21)	(11,99)	
-homme	53,10%	51,10%	50,60%	-5%
-% Mariés	52,38%	52,58%	53,08%	1%
Variables d'emploi multiples				
-emplois multiples en %	12	9,8	8,9	-26%
Variables statut d'activité				
-occupé toute l'année en %	74,1	79	83,2	12%
-occupé une partie de l'année et inactif de l'autre en %	10,6	8,2	6,7	-37%
Variables d'expérience et de durée				
- nombres d'années d'expérience	15	15,2	15,9	6%
	(12,75)	(11,67)	(11,7)	
-durée de l'emploi (en mois)	80,1	93	112,3	40%
	(100,19)	(103,25)	(116,06)	

Variables horaires de travail				
-emploi à temps plein (en %)	79,6	86,1	85,1	7%
-heures normales (jours) en %	50,5	66,3	63,1	25%
-poste du soir	4	5,1	5,6	40%
Variables avantages sociaux				
- couvert par un régime de retraite lié à son emploi en %	12,3	48,7	64,9	428%
- couvert par un syndicat ou contrat négocié par un syndicat en %	13,5	41,9	49,6	267%
Variables d'éducation				
-études secondaires terminées	72,68	79,12	84,91	17%
- diplôme/certificat non universitaire	36,54	42,21	42,27	16%
-diplôme universitaire	14,16	20,76	23,14	63%

Écarts-types sont entre parenthèses.

<i>ANNÉE 2004</i>	<i>*1-99 (1)</i>	<i>*100-499 (2)</i>	<i>*500 + (3)</i>	<i>Écart en % (3)-(1)</i>
Variables démographiques				
-âge	39,3 (13,63)	39,3 (12,52)	39,3 (12,47)	0%
-homme	53,10%	50,80%	49,04%	-8%
-% Mariés	51,12%	51,55%	51,72%	1%
Variables d'emploi multiples				
-emplois multiples en %	13,7	12,1	10,3	-25%
Variables statut d'activité				
-occupé toute l'année en %	73,39	78,85	82,26	12%
-occupé une partie de l'année et inactif de l'autre en %	10,5	8,6	7,2	-31%
Variables d'expérience et de durée				
- nombres d'années d'expérience	15,3 (12,76)	15,8 (11,92)	16 (11,97)	5%
-durée de l'emploi (en mois)	75,7 (97,61)	90,1 (103,23)	108,9 (115,65)	44%

Variables horaires de travail				
-emploi à temps plein (en %)	79,5	86,2	84,7	7%
-heures normales (jours) en %	51,4	65,5	64,1	25%
-poste du soir	3,7	5	5	35%
Variables avantages sociaux				
- couvert par un régime de retraite lié à son emploi en %	13,8	51,4	66,7	383%
- couvert par un syndicat ou contrat négocié par un syndicat en %	13,4	41,1	49	266%
Variables d'éducation				
-études secondaires terminées	73,81	80,92	84,75	15%
- diplôme/certificat non universitaire	39,17	44,88	43,65	11%
-diplôme universitaire	14,89	20,95	25,12	69%

Écarts-types sont entre parenthèses.

APPENDICE C

SALAIRES MOYENS SELON LES INDUSTRIES EN FONCTION DES DIFFÉRENTES
TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS POUR 1996 ET 2000.

	Petit (1)	Moyen (2)	Grand (3)	Écart en % (3)-(1)
1996				
Foresterie, pêche, mines et extraction de pétrole et de gaz	15,6	22,55	23,9	53%
Construction	14,7	18,08	21,29	45%
Fabrication	13,63	16,5	20,59	51%
Commerce	10,52	12,67	17,17	63%
Gestion d'entreprises, services administratifs et autres services de soutien	10,75	14,13	15,1	40%
2000				
Foresterie, pêche, mines et extraction de pétrole et de gaz	16,71	23,4	25,54	53%
Construction	16,6	19,79	22,43	35%
Fabrication	15,13	17,39	22,34	48%
Commerce	11,47	12,83	16,8	46%
Gestion d'entreprises, services administratifs et autres services de soutien	11,29	13,15	11,31	0%

**SALAIRES MOYENS SELON LES INDUSTRIES EN FONCTION DES DIFFÉRENTES
TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS POUR 2002 ET 2004.**

	Petit (1)	Moyen (2)	Grand (3)	Écart en % (3)-(1)
2002				
Foresterie, pêche, mines et extraction de pétrole et de gaz	18,79	25,91	28,34	51%
Construction	17,37	21,61	24,87	43%
Fabrication	15,84	18,93	24,66	56%
Commerce	12,28	14,32	18,68	52%
Gestion d'entreprises, services administratifs et autres services de soutien	12,91	12,67	12,52	-3%
2004				
Foresterie, pêche, mines et extraction de pétrole et de gaz	19,54	28,11	32,93	69%
Construction	18,47	23,13	25,27	37%
Fabrication	16,76	20,11	25,55	52%
Commerce	12,92	14,87	20,59	59%
Gestion d'entreprises, services administratifs et autres services de soutien	13,8	13,39	13,82	0%

APPENDICE D

SALAIRES MOYENS SELON LES INDUSTRIES EN FONCTION DES DIFFERENTES
TAILLES D'ENTREPRISES POUR 1996 ET 2000.

	Petit (1)	Moyen (2)	Grand (3)	Écart en % (3)-(1)
1996				
Foresterie, pêche, mines et extraction de pétrole et de gaz	14,16	19,9	22,5	59%
Construction	14,5	17,6	17,7	22%
Fabrication	12,7	15,2	19	50%
Commerce	10,4	12,5	11,4	10%
Gestion d'entreprises, services administratifs et autres services de soutien	10,3	12,8	13,1	27%
2000				
Foresterie, pêche, mines et extraction de pétrole et de gaz	15,2	19,5	24,3	60%
Construction	16,2	19,4	21	30%
Fabrication	14,2	16,5	20,1	42%
Commerce	11,9	13,2	11,9	0%
Gestion d'entreprises, services administratifs et autres services de soutien	11,1	13,1	12,1	9%

**SALAIRES MOYENS SELON LES INDUSTRIES EN FONCTION DES DIFFERENTES
TAILLES D'ENTREPRISES POUR 2002 ET 2004.**

	Petit (1)	Moyen (2)	Grand (3)	Écart en % (3)-(1)
2002				
Foresterie, pêche, mines et extraction de pétrole et de gaz	17,3	22	26,5	53%
Construction	16,7	20,3	22,8	37%
Fabrication	14,9	17	22,3	50%
Commerce	12,1	15,8	13,1	8%
Gestion d'entreprises, services administratifs et autres services de soutien	12,6	12,9	13,3	6%
2004				
Foresterie, pêche, mines et extraction de pétrole et de gaz	18,3	21,2	29,6	62%
Construction	17,9	22,4	22,7	27%
Fabrication	15,7	17,8	23,6	50%
Commerce	13	16,6	13,3	2%
Gestion d'entreprises, services administratifs et autres services de soutien	13,6	14,3	14,2	4%

APPENDICE E

**SALAIRES MOYENS SELON LES PROFESSIONS EN FONCTION DES DIFFÉRENTES
TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS POUR 1996 ET 2000.**

	Petit (1)	Moyen (2)	Grand (3)	Écart en % (3)-(1)
1996				
cadres supérieurs	23,3	27,5	29,1	25%
Personnel de bureau et superviseur du travail de bureau	12,3	14,7	15,6	27%
Personnel des métiers de la construction	15	19	22,1	47%
Surveillants, conducteurs de machines et monteurs dans la fabrication	12,8	15,5	19,1	50%
2000				
cadres supérieurs	30,1	36,9	43,9	46%
Personnel de bureau et superviseur du travail de bureau	13,2	15,3	17,5	33%
Personnel des métiers de la construction	16	20	23,2	45%
Surveillants, conducteurs de machines et monteurs dans la fabrication	13,8	16,2	20,5	48%

**SALAIRES MOYENS SELON LES PROFESSIONS EN FONCTION DES DIFFÉRENTES
TAILLES D'ÉTABLISSEMENTS POUR 2002 ET 2004.**

	Petit (1)	Moyen (2)	Grand (3)	Écart en % (3)-(1)
2002				
cadres supérieurs	37,3	50,5	37,5	1%
Personnel de bureau et superviseur du travail de bureau	14,4	16,4	17,7	23%
Personnel des métiers de la construction	16,7	24,9	23,4	40%
Surveillants, conducteurs de machines et monteurs dans la fabrication	14	17,1	22,3	59%
2004				
cadres supérieurs	35,4	45,4	41,3	17%
Personnel de bureau et superviseur du travail de bureau	15,3	17,5	19,1	25%
Personnel des métiers de la construction	18,1	21,9	23,7	30%
Surveillants, conducteurs de machines et monteurs dans la fabrication	14,5	17,8	22,4	55%

APPENDICE F

**SALAIRES MOYENS SELON LES PROFESSIONS EN FONCTION DES DIFFÉRENTES
TAILLES D'ENTREPRISES POUR 1996 ET 2000.**

	Petit (1)	Moyen (2)	Grand (3)	Écart en % (3)-(1)
1996				
cadres supérieurs	21,6	28	28,4	31%
Personnel de bureau et superviseur du travail de bureau	11,5	13,4	14,3	24%
Personnel des métiers de la construction	14,9	18,1	18,2	22%
Surveillants, conducteurs de machines et monteurs dans la fabrication	12	14,5	17,9	49%
2000				
cadres supérieurs	26,5	31,9	43,5	64%
Personnel de bureau et superviseur du travail de bureau	12,7	14,6	15,4	21%
Personnel des métiers de la construction	15,8	19,4	20,7	31%
Surveillants, conducteurs de machines et monteurs dans la fabrication	13	15	18,7	44%

**SALAIRES MOYENS SELON LES PROFESSIONS EN FONCTION DES DIFFÉRENTES
TAILLES D'ENTREPRISES POUR 2002 ET 2004.**

	Petit (1)	Moyen (2)	Grand (3)	Écart en % (3)-(1)
2002				
cadres supérieurs	35,1	43,1	48,8	39%
Personnel de bureau et superviseur du travail de bureau	13,6	15,3	16,7	23%
Personnel des métiers de la construction	16,3	20,7	23,1	42%
Surveillants, conducteurs de machines et monteurs dans la fabrication	13,3	15,3	20,4	53%
2004				
cadres supérieurs	31,8	48,4	41,7	31%
Personnel de bureau et superviseur du travail de bureau	14,8	16,3	17,5	18%
Personnel des métiers de la construction	17,8	21,8	22,4	26%
Surveillants, conducteurs de machines et monteurs dans la fabrication	13,5	12,6	21,1	56%

BIBLIOGRAPHIE

Références citées dans le mémoire

- Akerlof, G.A. 1970. «The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism». *The Quarterly Journal of Economics*. vol. 84, no 3, p. 488-500. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1879431>>.
- , 1982. «Labor contracts as a partial gift exchange». *Quarterly Journal of Economics*. vol. 97, no 4, p. 543-569. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1885099>>.
- , 1984. «Gift Exchange and Efficiency Wages Theory : Four views». *The American Economic Review (AER)*. vol. 74, no 2, p. 79-83. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1816334>>.
- Akerlof, G.A. et J.L. Yellen. 1990. «The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment». *The Quarterly Journal of Economics*. vol. 105, no 2, p. 255-283. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/2937787>>.
- Albaeck, K., M. Arai, R. Asplund, E. Barth et E. Madsen. 1998. «Measuring wage effects of plant size». *Labour Economics*. vol. 5, no 4, p. 425-448. En ligne. <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VFD-3V7SNK0-3/2/65f681e7b31827bd64e2ac8c80a452a9>>.
- Argyle, M. 1989. «The Social Psychology of Work». En ligne. <<http://mlq.sagepub.com/cgi/reprint/21/2/156>>.
- Belfield, C.R. et X.Wei. 2004. «Employer size-wage effects : evidence from matched employer-employee survey data in the UK ». *Applied Economics*. vol. 36, no 3. En ligne. <<http://dx.doi.org/10.1080/0003684042000175316>>.
- Brown, C. et J.Medoff. 1989. «The Employer Size-Wage Effect». *The Journal of Political Economy*. vol. 97, no 5, p. 1027-1059. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1831885>>.
- Cahuc, P. et A.Zylberberg. 1994. «Que reste-t-il de la théorie du salaire d'efficience ?». *Revue économique*. vol. 45, no 3, p. 385-397. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/3502334>>.
- , 2001. Le marché du travail: De Boeck Université, 169-240 p.
- Cappelli, P. et K.Chauvin. 1991. «An Interplant Test of the Efficiency Wage Hypothesis». *The Quarterly Journal of Economics*. vol. 106, no 3, p. 769-787. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/2937926>>.

- Drolet, M. et R. Morissette. 1998. «Recent Canadian Evidence on Job Quality by Firm Size». *Business and Labour Market Analysis*, no 11F0019MIE1998128. En ligne.
<<http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m1998128-eng.pdf>>.
- Hamermesh, D.S. 1980. «Commentary In The Economics of Firm-size, Market Structure, and Social Performance», J.J Siegfried. Washington, DC, . Federal Trade Commission.
- Heckman, J.J. 1979. «Sample Selection Bias as a Specification Error». *Econometrica*. vol. 47, no 1, p. 153-161. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1912352>>.
- Idson, T.L et D.J. Feaster. 1990. «A Selectivity Model of Employer-Size Wage Differentials». *Journal of Labor Economics*. vol. 8, no 1, p. 99-122. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/2535300>>.
- Idson, T.L et W.Y. Oi. 1999. «Workers Are More Productive in Large Firms». *The American Economic Review (AER)*. vol. 89, no 2, p. 104-108. En ligne.
<<http://www.jstor.org/stable/117089>>.
- Krueger, A.B. et L.H. Summers. 1988. «Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure». *Econometrica*. vol. 56, no 2, p. 259-293. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1911072>>.
- Kruse, D. 1992. «Supervision, Working Conditions, and the Employer Size-Wage Effect». *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*. vol. 31, no 2, p. 229-249. En ligne.
<<http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/120796114/PDFSTART>>.
- Lawler, E.E. 1994. *Motivation in Work Organizations*. San Francisco: Jossey-Bass, 292 p.
- Leibenstein, H. 1957. *Economic Backwardness and Economic Grow : Studies in the Theory of Economic Development*. New York: Wiley. En ligne.
<<http://www.questia.com/PM.qst?a=o&d=6472472#>>.
- Lester, R. 1967. «Pay Differentials by Size of Establishment». *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*.
- Main, B.G.M. et B.Reilly. 1993. «The Employer Size-Wage Gap : Evidence for Britain». *Economica*. vol. 60, no 238, p. 125-142. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/2554585>>.
- Manning, A. et J.Thomas. 1997. «A Simple Test of the Shirking Model». *Center for Economic Performance London School of Economics and Political Science*, no 374. En ligne.
<http://eprints.lse.ac.uk/20300/1/A_Simple_Test_of_the_Shirking_Model.pdf>.
- Margirier, G. 2007. «Taille des entreprises et salaires». *Economie et Prévision*. Vol. 4, no 180-181, p. 39-58.
- Marshall, K. (2003). *Les avantages de l'emploi*. Ottawa, Statistique Canada. 4 En ligne.
<<http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/75-001-x2003105-fra.pdf>>.
- Masters, S.H. 1969. «An Interindustry Analysis of Wages and Plant Size». *The Revue of Economics and Statistics*. vol. 51, no 3, p. 341-345. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1926568>>.
- McVittie, D., H.Banikin et W.Brocklebank. 1997. «The Effects of Firm Size on Injury Frequency in Construction». *Safety Science*. vol. 27, no 1, p. 19-23. En ligne.

<http://www.sciencedirect.com/science?_ob=ArticleURL&_udi=B6VF9-3SX290Y-2&_user=1072191&_rdoc=1&_fmt=&_orig=search&_sort=d&_docanchor=&view=c&_searchStrId=988755667&_rerunOrigin=google&_acct=C000051289&_version=1&_urlVersion=0&_userid=1072191&md5=6524ec61c0135d0e5a7d18ed84d57161>.

Moore, H.L. 1911. *Laws of Wages : An essay in statistical economics*. New York: Augustus M. Kelley. En ligne. <<http://socserv.mcmaster.ca/econ/ugcm/3ll3/moore/LawsOfWages.pdf>>.

Morissette, R. 1993. «Canadian Jobs and Firm Size : Do Smaller Firms Pay Less ?». *The Canadian Journal of Economics*. vol. 26, no 1, p. 159-174. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/135851>>.

Oi, W.Y. et T.L. Idson. 1999. «Firm size and wages». In *Handbooks of Labor Economics*, 1, p. 2165-2214: Elsevier B.V.

Podgursky, M. 1986. «Unions, Establishment Size, and Intra-Industry Threat Effects». *Industrial and Labor Relations Review*. vol. 39, no 2, p. 277-284. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/2523465>>.

Rosen, S. 1974. «Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition». *The Journal of Political Economy*. vol. 82, no 1, p. 34-55. En ligne. <<http://links.jstor.org/sici?sici=0022-3808%28197401%2F02%2982%3A1%3C34%3AHPAIMP%3E2.0.CO%3B2-U>>.

Salop, S.C. 1979. «A Model of the Natural Rate of Unemployment». *The American Economic Review (AER)*. vol. 69, no 1, p. 117-125. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1802502>>.

Shapiro, C. et J.E. Stiglitz. 1984. «Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device». *The American Economic Review (AER)*. vol. 74, no 3, p. 433-444. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1804018>>.

Statistics Canada. Survey of Labour and Income Dynamics, 1996: Person File. Ottawa, ON: Statistics Canada.

-----, Survey of Labour and Income Dynamics, 2000: Person File. Ottawa, ON: Statistics Canada. 7/16/2003.

-----, Survey of Labour and Income Dynamics, 2002: Person File. Ottawa, ON: Statistics Canada. 1/05/2006.

-----, Survey of Labour and Income Dynamics, 2004: External Cross-sectional Person File.

Strobl, E. et F. Walsh. 2007. «Estimating the shirking model with variable effort». *Labour Economics*. vol. 14, no 3, p. 623-637. En ligne. <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VFD-4KMYM2D-1/2/0069d27ef3a2c5b79780e81386f2bf04>>.

Troske, K.R. 1999. «Evidence on the Employer Size-Wage Premium from Worker-Establishment Matched Data». *The Review of Economics and Statistics*. vol. 81, no 1, p. 15-26.

Velenchik, A.D. 1997. «Government Intervention, efficiency wages, and the employer size effect in Zimbabwe». *Journal of Development Economics*. vol. 53, p. 305-338. En ligne.

<<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VBV-3SX4NCD-4/2/29b58f3ddcddcb8027040727279cdad7>>.

- Weiss, A. et H.J. Landau. 1984. «Wages, Hiring Standards, and Firm Size». *Journal of Labor Economics*. vol. 2, no 4, p. 477-499. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/2534810>>.
- Weiss, L.W. 1966. «Concentration and Labor Earnings». *The American Economic Review (AER)*. vol. 56, no 1/2, p. 96-117. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1821198>>.
- Wunnava, P.V. et B.T. Ewing. 1999. «Union-Nonunion Differentials and Establishment Size : Evidence from the NLSY». *Journal of Labor Research*. vol. 20, no 2, p. 177-183. En ligne. <<http://www.springerlink.com/content/v5u727756121r134/fulltext.pdf>>.

Références utilisés et non citées dans le mémoire

- Abowd, J.M. et F.Kramarz. 1996. «Les Politiques Salariales : Individus et Entreprises». *Revue Economique*. vol. 47, no 3, p. 611-622. En ligne. <<http://courses.cit.cornell.edu/jma7/politiques-salariales.pdf>>.
- Becker, G.S. 1964. *Human capital : a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. New York: Columbia University Press.
- . 1971. *The Economics of Discrimination*, 2^{èd}: The University of Chicago Press, 178 p.
- Bialès, C. (2009). *Le marché du travail : un panorama des théories économiques, de l'orthodoxie aux hétérodoxies*. En ligne. <<http://www.christian-biales.net/documents/Marchtravail.PDF>>.
- Dunn, L.F. 1986. «Work Disutility and Compensating Differentials : Estimation of Factors in the Link between Wages and Firm Size». *The Review of Economics and Statistics*. vol. 68, no 1, p. 67-73. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1924929>>.
- Ekberg, J. et M. Salabasis. 2001. «The Firm Size Effect : fact or artifact ?». *Working Paper Series in Economics and Finance*, no 462. En ligne. <<http://swopec.hhs.se/hastef/papers/hastef0462.pdf>>.
- Ferrer, A. et S.Lluis (2004). «Should Workers Care About Firm Size ?» Industrial Relations Center. University of Minnesota (Twin Cities Campus) En ligne. <<http://www.legacy-irc.csom.umn.edu/RePEC/hrr/papers/0204.pdf>>.
- Gerlach, K. et E.M. Schmidt. 1990. «Firm Size and Wages». *Labor*. vol. 4, no 2, p. 27-49. En ligne. <<http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/119383011/PDFSTART>>.
- Katz, L.F. 1986. «Efficiency Wage Theories : A Partial Evaluation». *NBER Macroeconomics Annual*. vol. 1, no 1906, p. 235-275.
- Lallemand, T. et F.Rycx. 2007. «Employer Size and the Structure of Wages : A Critical Survey». *Reflets et perspectives de la vie économique*, p. 75-87.
- Lucas, Jr. R.E. 1978. «On the size Distribution of Business Firms». *The Bell Journal of Economics*. vol. 9, no 2, p. 508-523. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/3003596>>.

- Mellow, W. 1982. «Employer Size and Wages». *The Review of Economics and Statistics*. vol. 64, no 3, p. 495-501. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1925949>>.
- Morissette, R. 1991. «Les grandes entreprises offrent-elles de meilleurs emplois ?». L'emploi et le revenu en perspective. vol. 3, no 3. En ligne. <<http://www.statcan.gc.ca/studies-etudes/75-001/archive/f-pdf/78-fra.pdf>>.
- Oi, W.Y. 1983. «Heterogeneous Firms and the Organization of Production». *Economic Inquiry*. vol. 21, no 2, p. 147-171. En ligne. <<http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/120040795/PDFSTART>>.
- Rosen, S. 1986. «The Theory of equalizing differences». In *Handbook of Labor Economics*, O. Ashenfelter et R. Layard, p. 641-692: Elsevier. En ligne. <<http://ideas.repec.org/h/eee/labchp/1-12.html>>.
- Salop, J. et S. Salop. 1976. «Self-Selection and Turnover in the Labor Market». *The Quarterly Journal of Economics*. vol. 90, no 4, p. 619-627. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1885325>>.
- Spence, M. 1973. «Job Market Signaling». *The Quarterly Journal of Economics*. vol. 87, no 3, p. 355-374. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1882010>>.
- Yellen, J.L. 1984. «Efficiency Wage Models of Unemployment». *The American Economic Review*. vol. 74, no 2, p. 200-205. En ligne. <<http://www.jstor.org/stable/1816355>>.